

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE VALPARAÍSO  
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y ADMINISTRATIVAS  
ESCUELA DE INGENIERÍA COMERCIAL

## **Equilibrando Familia y Trabajo:**

Estudio del Efecto del Aumento en la Oferta de Cuidado Infantil sobre la Participación Laboral Femenina en Chile, a través de la Implementación de la Jornada Escolar Completa, entre 2002 y 2009

Memoria para optar al grado de  
Licenciado en Ciencias en la  
Administración de Empresas, y al  
título de Ingeniero Comercial

Melanie A. Oyarzún Wolf

2011

# Resumen

En el presente trabajo es analizado el efecto de la implementación de la Jornada Escolar Completa (JEC) en la probabilidad de que las chilenas participen del mercado laboral. Al incrementar las horas que los niños pasan en el colegio, la JEC reduce las necesidades de tiempo de cuidado y supervisión infantil para sus madres, lo que podría impactar positivamente en su participación laboral. Utilizando un panel de datos elaborado a partir de la Encuesta de Protección Social e información del Ministerio de Educación, fue aprovechada la gradualidad y exogeneidad en la variación comunal y temporal de la implementación de la JEC, para identificar el impacto del programa en la Participación Laboral de las mujeres, entre 18 y 60 años.

Mediante una estimación con Efectos Fijos individuales, es encontrado que el incremento observado de 10% en la proporción comunal de colegios JEC tuvo un impacto positivo y significativo entre 3% y 6% en la probabilidad de participar del mercado laboral. Además, este efecto es especialmente fuerte entre mujeres pertenecientes a los sectores más vulnerables, donde una mujer entre 35 y 54 años de edad, que como máxima educación ha completado octavo básico, la implementación de la JEC observada aumentó las probabilidades de que sea económicamente activa en un 13%.

Agradezco a mis seres queridos que me han acompañado en este camino.

Mis padres, hermanas y a Claudio.

# Índice general

<b>Resumen</b>	<b>I</b>
<b>1. Introducción</b>	<b>2</b>
1.1. Razones Personales . . . . .	2
1.2. Planteamiento del Problema de Investigación . . . . .	3
1.2.1. Antecedentes . . . . .	3
1.2.1.1. Participación Laboral Femenina . . . . .	4
1.2.1.2. La Jornada Escolar Completa . . . . .	22
1.2.2. Problema de Investigación . . . . .	27
1.3. Objetivos . . . . .	28
1.4. Hipótesis . . . . .	29
1.5. Descripción del Diseño Metodológico . . . . .	29
1.5.1. Tipo de diseño . . . . .	29
1.5.2. Descripción de la población objeto de estudio . . . . .	29
1.5.3. Selección de la muestra . . . . .	29
1.6. Limitaciones del Estudio . . . . .	30
<b>2. Marco Teórico</b>	<b>32</b>
2.1. Literatura Teórica de la Oferta Laboral Femenina . . . . .	32
2.1.1. La Oferta de Trabajo . . . . .	32
2.1.2. Modelos Específicos de la Oferta Laboral Femenina . . . . .	36
2.1.3. Expansión de la jornada escolar y la PLF . . . . .	40
2.1.4. Conclusiones de la Literatura Teórica: Determinantes de la Participación Laboral Femenina . . . . .	44
2.2. Teoría Econométrica . . . . .	45
2.2.1. Modelos Dicotómicos . . . . .	45
2.2.1.1. Modelos de Probabilidad Lineal . . . . .	45
2.2.1.2. Modelo Logit . . . . .	46
2.2.1.3. Modelo Probit . . . . .	47
2.2.1.4. Consideraciones a tomar al utilizar MPL, Probit o Logit . . . . .	48
2.2.2. Análisis de Datos de Panel . . . . .	48
2.2.2.1. Panel con Primera Diferencia . . . . .	49
2.2.2.2. Panel con Efectos Fijos . . . . .	51
2.2.2.3. Panel con Efectos Aleatorios . . . . .	52
2.2.2.4. Selección del Modelo . . . . .	53

2.2.3. Experimentos Naturales en Economía . . . . .	54
<b>3. Descripción de la PLF</b>	<b>57</b>
3.1. Participación Laboral Femenina, tendencias . . . . .	57
3.2. Caracterización de las mujeres activas y ocupadas . . . . .	61
<b>4. Implementación JEC</b>	<b>65</b>
4.1. Antecedentes generales de la educación básica . . . . .	65
4.1.1. Matrícula escolar básica . . . . .	65
4.1.2. Establecimientos educacionales en enseñanza básica . . . . .	69
4.2. Implementación de la JEC . . . . .	72
4.2.1. Alumnos adheridos a la JEC . . . . .	72
4.2.2. Incorporación de Colegios a JEC . . . . .	77
<b>5. Análisis Empírico</b>	<b>80</b>
5.1. Metodología . . . . .	80
5.1.1. Especificación Econométrica . . . . .	80
5.1.1.1. Variable explicada . . . . .	81
5.1.1.2. Variables explicativas . . . . .	81
5.1.2. Datos . . . . .	83
5.1.2.1. Fuente de datos . . . . .	83
5.1.2.2. Elaboración del panel . . . . .	84
5.1.2.3. Datos estilizados de la muestra . . . . .	85
5.1.3. Estrategia de identificación . . . . .	87
5.2. Resultados . . . . .	88
5.3. Análisis de sensibilidad . . . . .	90
<b>6. Conclusiones y Recomendaciones</b>	<b>96</b>
6.1. Conclusiones . . . . .	96
6.2. Recomendaciones . . . . .	98
6.2.1. Recomendaciones de política . . . . .	98
6.2.2. Recomendaciones para futuros estudios . . . . .	98
<b>Bibliografía</b>	<b>99</b>
<b>Anexos</b>	<b>106</b>

# Índice de tablas

1.1. PLF por quintil de ingreso y año . . . . .	7
1.2. PLF por quintil de ingreso y nivel de educación en 2009 . . . . .	7
1.3. Razones de inactividad, por quintil de ingreso en 2009 . . . . .	8
1.4. Razones de inactividad, para mujeres con al menos un hijo menor de 14 años, por quintil de ingreso en 2009 . . . . .	8
1.5. Implementación de la JEC entre 1997 y 2009 . . . . .	24
1.6. Personas que dejaron la muestra, por año . . . . .	30
3.1. Población económicamente activa y tasas de participación laboral, entre 2002 y 2009 . . . . .	58
3.2. Tasas de participación laboral, entre 2002 y 2009 . . . . .	58
3.3. Mujeres activas por región en 2003, 2006 y 2009 . . . . .	60
3.4. Cantidad de mujeres activas y ratio de participación por rango de edad, en 2003, 2006 y 2009 . . . . .	60
3.5. Cantidad de mujeres activas y ratio de participación por rango de edad, en 2003, 2006 y 2009 . . . . .	61
3.6. Cantidad de mujeres ocupadas y ratio de participación por tipo de actividad, en 2003, 2006 y 2009 . . . . .	62
3.7. Cantidad de mujeres ocupadas y ratio de participación por tipo de actividad, en 2003, 2006 y 2009 . . . . .	62
3.8. Cantidad de mujeres activas y ratio de participación por situación contractual, en 2003, 2006 y 2009 . . . . .	63
3.9. Ocupadas por rango de edad, en 2003, 2006 y 2009 . . . . .	63
3.10. Ocupadas por nivel de educación en 2003, 2006 y 2009 . . . . .	64
3.11. Salarios promedios en pesos corrientes por nivel de educación, para 2003, 2006 y 2009 . . . . .	64
4.1. Matrícula por tipo de establecimiento, entre 1997 y 2009 . . . . .	66
4.2. Cantidad de alumnos matriculados por región, entre 1997 y 2009 . . . . .	67
4.3. Proporción de la matrícula nacional total por región en 2009 . . . . .	67
4.4. Promedio nacional del número de estudiantes por comuna, entre 1997 y 2009 .	68
4.5. Cantidad de comunas por rango de alumnos matriculados, entre 1997 y 2009 .	68
4.6. Matrícula escolar nacional por nivel de enseñanza, entre 1997 y 2009 . . . . .	68
4.7. Cantidad de colegios por tipo de establecimiento, entre 1997 y 2009 . . . . .	69
4.8. Cantidad de colegios por región, entre 1997 y 2009 . . . . .	70
4.9. Proporción nacional de los colegios por región en 2009 . . . . .	71

4.10. Promedio de colegios por comuna entre 1997 y 2009 . . . . .	71
4.11. Cantidad de comunas por número de establecimientos, entre 1997 y 2009 . . .	71
4.12. Matrícula escolar y ratio de implementación nacional JEC entre 1997 y 2009 .	72
4.13. Proporción de alumnos en JEC, para cada región entre 1997 y 2009 . . . . .	73
4.14. Cantidad de comunas, por porcentaje de matriculados en JEC, entre 1997 y 2009 . . . . .	73
4.15. Implementación JEC por nivel educativo en base a matrícula nacional, entre 1997 y 2009 . . . . .	74
4.16. Implementación JEC por nivel educativo, en base a matrícula comunal pro- medio, entre 1997 y 2009 . . . . .	75
4.17. Implementación JEC por nivel educativo, en base a matrícula comunal pro- medio de la Región Metropolitana, entre 1997 y 2009 . . . . .	76
4.18. Incorporación nacional de colegios a JEC, entre 1997 y 2009 . . . . .	77
4.19. Proporción de colegios en JEC a nivel regional, entre 1997 y 2009 . . . . .	77
4.20. Implementación comunal JEC, promedio nacional entre 1997 y 2009 . . . . .	78
4.21. Promedio comunal de incorporación a JEC, por región entre 1997 y 2009. . . .	78
4.22. Cantidad de comunas, por porcentaje de colegios incorporados a JEC, entre 1997 y 2009 . . . . .	79
5.1. Meses activos de las mujeres mayores de 18 años de edad, para 2002, 2004, 2006 y 2009 . . . . .	81
5.2. Descripción del patrón de observaciones de los individuos que conforman el panel . . . . .	84
5.3. PLF, por diferentes meses de actividad entre 2002 y 2009 . . . . .	85
5.4. Estadísticas descriptiva de la muestra, para 2002, 2004, 2006 y 2009 . . . . .	86
5.5. Descripción del patrón de observaciones a los individuos del panel . . . . .	87
5.6. Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina . . . . .	88
5.7. Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, para diferentes es- pecificaciones de PLF . . . . .	90
5.8. Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, para diferentes ran- gos de edad . . . . .	91
5.9. Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, por diferentes niveles de educación . . . . .	92
5.10. Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, por diferentes niveles de educación en mujeres entre 35 y 54 años de edad . . . . .	93
5.11. Resumen de los efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina . . . .	94

# Índice de figuras

1.1. Evolución de la Participación Laboral Femenina, entre 1980 y 2009 . . . . .	5
1.2. Comparación entre las tasas de participación laboral por género en Chile, entre 1980 y 2009 . . . . .	6
2.1. Elección de trabajar . . . . .	34
2.2. Relación entre Salario de Reserva y Salario de Mercado . . . . .	35
2.3. Comparación entre MPL y Logit . . . . .	47
2.4. Comparación entre Logit y Probit . . . . .	48
3.1. Población en edad de trabajar, dividida en activos e inactivos, entre 2002 y 2009	58
3.2. Evolución de la tasa de Participación Laboral, entre 2002 y 2009 . . . . .	59
4.1. Evolución de la matrícula por tipo de establecimiento, entre 1997 y 2009 . . . .	66
4.2. Matrícula por nivel educativo, en 2009 . . . . .	69
4.3. Evolución entre 1997 y 2009 de la cantidad de colegios, por tipo de establecimiento . . . . .	70
4.4. Matrícula por jornada, entre 1990 y 2009 . . . . .	72
4.5. Implementación JEC y densidad poblacional de la comuna, entre 1997 y 2009 .	74
4.6. Tendencia en la matrículas por niveles, entre 1997 y 2009 . . . . .	75
5.1. Comparación entre las tasas de participación laboral por género en Chile, entre 1980 y 2009 . . . . .	86



# Primera Parte

## Introducción

# Capítulo 1

## Introducción

El capítulo introductorio de esta investigación presenta en primer lugar, las razones personales de la autora para investigar este tema. Luego se realiza el planteamiento del problema de investigación, entregando los diversos antecedentes, revisión de la literatura y una primera aproximación al marco teórico que lo determinan<sup>1</sup>. A continuación son expuestos los objetivos de este trabajo. En cuarto lugar se explicitan las hipótesis que tiene la autora respecto a este estudio y, finalmente, son desarrolladas las limitaciones de este escrito.

### 1.1. Razones Personales

Chile es uno de los países más desiguales del mundo, “el 10% de los chilenos tiene ingresos que superan al de los de Noruega, mientras que los ingresos del 10% más pobre son similares a los de los habitantes Costa de Marfil. (...) La gran mayoría tiene, en promedio, menores ingresos que los angoleños”<sup>23</sup>. Por ende, de mi consideración, políticas públicas que permitan sustentablemente elevar el estándar de vida de la gran mayoría de la población, son sumamente importantes.

Ha sido demostrado que una mayor inserción laboral femenina tiene un fuerte impacto en la superación de la pobreza<sup>4</sup>, ya que en los sectores de la población donde se concentran los menores ingresos, un trabajo adicional es de vital importancia para empezar el camino hacia un mejor estándar de vida.

En este sentido la situación actual de Chile representa una gran oportunidad. La participación de la mujer en el mercado del trabajo ha sido muy baja durante la historia del país por ejemplo, en la década de los ochenta, alrededor de un 30% de las mujeres del país estaban económicamente activas<sup>5</sup>. Sin embargo, durante los últimos 20 años, la inserción laboral de las chilenas ha tenido un extensivo crecimiento llegando a 42% en el 2009; aún cuando

---

<sup>1</sup>Infra, pp. 32-55.

<sup>2</sup>Andres Zahler, **¿En qué país vivimos los chilenos?**, 6 de Junio, 2011, <http://ciperchile.cl/2011/06/06/%C2%BFen-que-pais-vivimos-los-chilenos>.

<sup>3</sup>Refiriéndose, para todos los países comparados, a sus niveles promedio de ingreso.

<sup>4</sup>Cfr. Judith Treas, “*The Effect of Women’s Labor Force Participation on the Distribution of Income in the United States*”, **Annual Review of Sociology**, Vol. 13, (Agosto, 1987), pp. 259 -288.

<sup>5</sup>Acorde a datos del Banco Mundial, la Participación Laboral Femenina de Chile ascendió a 28,7% en 1980.

este continua siendo un nivel relativamente bajo para el promedio de la OECD (50%) y de Latinoamérica (51,3%)<sup>6</sup>. Cabe preguntarse ¿qué motivó este incremento? ¿Cómo es posible aprovechar el potencial de crecimiento presente en la participación de las mujeres de Chile?.

Adicionalmente, el empleo es muy desigual entre quintiles de ingreso, mientras aquellas pertenecientes al quintil superior de ingreso tienen una inserción laboral de 60%, las del primer quintil tiene una participación cercana al 30%. Nuevamente tenemos a parte del país viviendo una realidad similar a la de un país desarrollado y al resto, rezagado a una tercermundista. Es decir, aquellas personas que se beneficiarían fuertemente de una mayor participación laboral, son justamente quienes menos integran la fuerza de trabajo.

Cuando se indagan las razones de su inactividad, sobre el 40% de las mujeres con hijos pequeños<sup>7</sup> en los quintiles I, II y III declaran que no buscan trabajo, porque no tienen con quien dejar a sus hijos. Es por eso que la principal motivación de esta investigación es indagar si la extensión de la jornada escolar para niños de enseñanza básica impactó las opciones de empleo de estas mujeres, contribuyendo a la literatura que busca explicar parte del reciente incremento en la Participación Laboral Femenina.

En definitiva, mi mayor interés está en colaborar en el estudio de este fenómeno y contribuir a quienes desarrollan políticas que permitan ayudar a la mujer chilena *equilibrando familia y trabajo*.

## 1.2. Planteamiento del Problema de Investigación

En esta sección es planteada la problemática a la que busca contribuir la presente investigación, para lo cual son entregados los antecedentes que determinan esta temática y luego es explicitado el problema de investigación desarrollado en este estudio.

### 1.2.1. Antecedentes

A continuación se presentan las diversas referencias y hallazgos en la literatura previa que determinan el estado del arte de este tema y permiten delimitar todos los conceptos expuestos en el planteamiento del problema<sup>8</sup>. Los antecedentes aquí presentados están divididos en dos ejes temáticos: primero aquellos referentes al concepto de Participación Laboral Femenina (PLF), describiendo las actuales tendencias, sus determinantes para, finalmente, revisar exhaustivamente la literatura que relaciona cuidado infantil y PLF, tanto en Chile como en el extranjero. El segundo eje, contiene antecedentes generales de la Jornada Escolar Completa (JEC) así como su justificación, implementación y principales resultados.

---

<sup>6</sup>Según datos del Banco Mundial.

<sup>7</sup>Según datos de la encuesta CASEN 2009, el porcentaje las mujeres mayores de 18 con hijos menores de 6 años que declara estar inactiva por no tener con quien dejarlo es de 43,47% 44,68% 48,19%, para el quintil I, II y III respectivamente. Para mayor información, ver sección de *Antecedentes*. Infra, pp. 5-8.

<sup>8</sup> Cabe destacar que los aspectos más específicos de la teoría en la que se basa este estudio son descritos en detalle en el Marco Teórico. Infra, pp. 32-54.

### 1.2.1.1. Participación Laboral Femenina

#### 1.2.1.1.1. Participación Laboral Femenina, conceptos e importancia

En general, cuando una persona deja la niñez se dice que está en EDAD DE TRABAJAR<sup>9</sup> y dentro de esta parte de la sociedad es posible distinguir a la POBLACIÓN ECONÓMICAMENTE ACTIVA<sup>10</sup> que son aquellos que se encuentren trabajando o buscando activamente empleo, es decir, ocupados y desocupados, respectivamente. Aquellas personas en edad de trabajar, que durante el período de referencia no se encontraban ocupadas ni desocupadas son considerados INACTIVOS, ya que, no integran la población económicamente activa. Finalmente, el concepto de TASA DE PARTICIPACIÓN LABORAL corresponde al porcentaje de la fuerza de trabajo (ocupados y desocupados) con respecto a la población total en edad de trabajar.

Para fines de esta investigación será entendida como PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA aquel porcentaje del total de mujeres en edad de trabajar que ofrecen su tiempo en el mercado laboral<sup>11</sup>, ya sea trabajando o buscando empleo. Dado que en Chile es obligatoria la educación hasta enseñanza media, se considerará como edad de trabajar a las mujeres mayores de 18 años, ya que se supone que a esa edad han terminado dicho nivel de enseñanza<sup>12</sup>.

La importancia de entender el comportamiento de la PLF radica en los efectos que tiene su variación sobre la población. Acorde al estudio realizado por Acosta, Peticara y Ramos (2005)<sup>13</sup> la incorporación de la mujer al mercado del trabajo implica que para aquellos hogares que se encuentran en una situación de pobreza, el ingreso adicional que estas mujeres generarían al dejar la inactividad y emplearse, puede marcar el camino de salida hacia mejores niveles materiales de vida. En otras palabras, existe una relación positiva entre participación de la mujer en el mercado laboral, menores niveles de pobreza y mejores indicadores de equidad<sup>14</sup>.

Otros múltiples beneficios del trabajo femenino son recopilados por Méndez (2010)<sup>15</sup>. Según ella el aumento de la PLF permite una mejora en el ingreso familiar, incrementando las posibilidades de consumo de estos hogares y, posiblemente, su bienestar. Además el incremento del trabajo femenino en el sector formal aumenta a los contribuyentes, elevando la recaudación fiscal. A esto se suma que cuando la mujer se incorpora al mercado laboral el conjunto de talentos del cual las empresas pueden elegir recursos humanos se incrementa, intensificando la competencia entre trabajadores incentivando que estos mejoren su capital humano. Adicionalmente, es incrementado el poder de negociación de la familia, generando in-

---

<sup>9</sup>Acorde a Mideplan, la *Población en Edad de Trabajar* corresponde a aquellas personas de 15 años y más.

<sup>10</sup>Acorde a Mideplan *Población Económicamente Activa o Fuerza de Trabajo* son aquellas personas en edad de trabajar que durante el período de referencia se encontraban empleados o buscando activamente trabajo.

<sup>11</sup>Es decir, a nivel individual corresponde a la *Oferta Laboral* de dicha mujer.

<sup>12</sup>Sin embargo, en gran parte de la literatura económica de empleo se utiliza como edad de referencia mayor o igual a 25 años, ya que es esa la edad en las que se supone que la mayoría de las personas han terminado su educación, incluyendo la de carácter terciaria.

<sup>13</sup>Acosta, E., Peticara, M. y Ramos, C, “Oferta Laboral femenina y Cuidado Infantil”, **Revista de Educación**, N°. 320, (Agosto, 2005).

<sup>14</sup>Judith Treas, op. cit., pp. 259-288

<sup>15</sup>Carolina Méndez, “Los Determinantes de la Participación Laboral Femenina. Chile: 1996, 2001 y 2006”, **Universidad de Chile**, Chile, Tesis de Magíster, (Agosto, 2010).

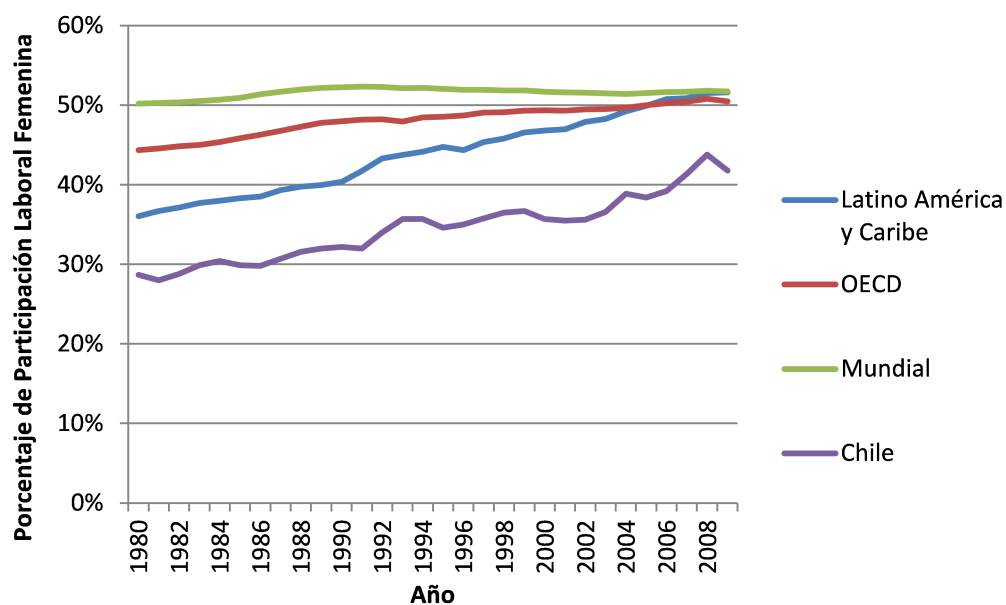
centivos para el ahorro familiar y (por efecto de dicho aumento en el ahorro) podría impactar el crecimiento económico del país. Por otro lado, cuando una mujer trabaja, incrementa la posibilidad de que sus hijas también lo hagan, generando una externalidad positiva sobre la tasa de participación laboral de periodos posteriores. Méndez también menciona que mayor Participación Laboral Femenina puede contribuir a disminuir desigualdades de género en el empleo. Finalmente, la mujer al incorporarse al mercado del trabajo contribuye a su propia autonomía, realización profesional y autoestima.

#### 1.2.1.1.2. Tendencias en la Participación Laboral Femenina

Al revisar algunas tendencias recientes en la PLF se aprecia notar un persistente incremento en la incorporación de la mujer al mercado laboral en todo el mundo, durante los últimos treinta años. Sin embargo, dicho crecimiento ha sido diferenciado en las distintas regiones del globo. En este sentido, tal y como lo muestra la figura 1.1, el nivel de participación en el país, es mucho menor que el promedio mundial, de la OECD y de Latinoamérica. De manera ilustrativa, es posible mencionar que el promedio de participación laboral mundial el 2009 fue de 51,7%, el de la OECD correspondió a 50,6% y el de latino-america de 51,6% mientras que en Chile ascendió a 41,8%<sup>16</sup>.

Aún así es destacable como en dicho periodo ha habido un aumento de más de 45% en la tasa de inserción laboral de las chilenas, pasando de un 28,7% en 1980 a un 41,8% en 2009.

**Figura 1.1** – Evolución de la Participación Laboral Femenina, entre 1980 y 2009



Fuente: Elaboración propia basado en datos del Banco Mundial.

A pesar de este gran incremento en el nivel de Participación Laboral Femenina en los últimos años, este sigue siendo muy bajo en comparación a otros países y regiones del mundo<sup>17</sup>.

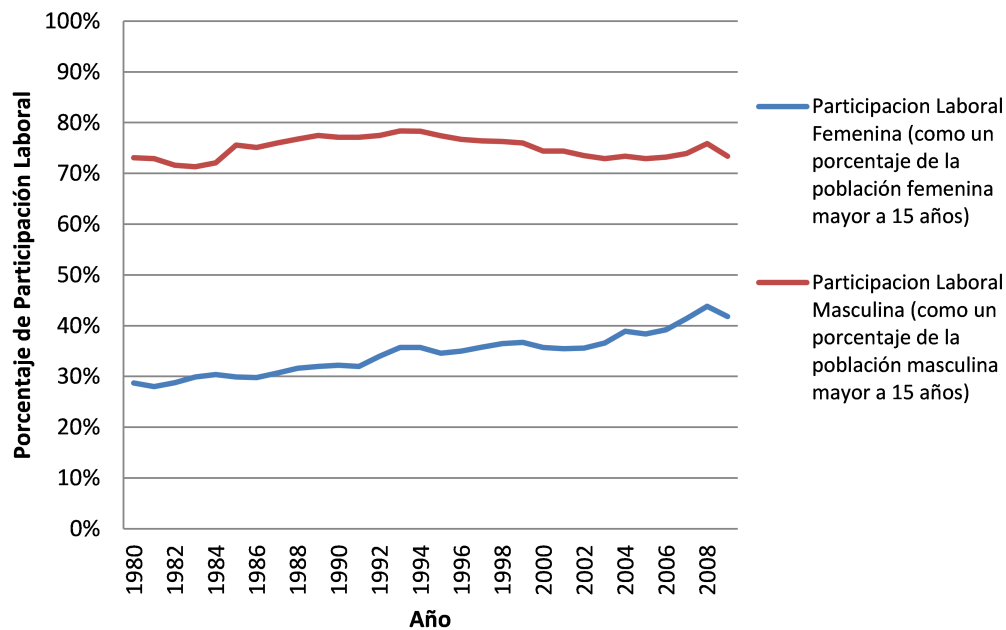
Revisando los datos específicos para el caso de Chile, lo primero que destaca es lo relativamente baja que es la Participación Laboral Femenina comparativamente con su contraparte

<sup>16</sup>Acorde a datos del Banco Mundial.

<sup>17</sup>En el Anexo N°1 se encuentra un listado con la participación entre 2000 y 2009 para todos los países y regiones disponibles en datos del Banco Mundial. Infra, pp.106-109.

masculina. Es observable en la figura 1.2 que, aún cuando la mujer ha incrementado su inserción laboral en los últimos años, la brecha con la participación masculina en el mercado del trabajo sigue siendo muy grande. Durante los últimos diez años, en promedio, ambas tasas de participación han sido separadas por una brecha de más de 35 puntos porcentuales, aunque esta diferencia ha sido reducida a 31 puntos en 2009<sup>18</sup>.

**Figura 1.2** – Comparación entre las tasas de participación laboral por género en Chile, entre 1980 y 2009



Fuente: Elaboración propia basado en datos del Banco Mundial.

Además en el país existe una gran dispersión en los datos de participación femenina. En particular la PLF es baja para mujeres provenientes de hogares de bajos ingresos, de bajo nivel educativo y con presencia de hijos pequeños. Según Acosta, Peticara y Ramos (2005), las diferencias entre participación activa y posibilidades de empleo presentes en las mujeres de distintos quintiles de ingreso y nivel educativo puede ser reflejo de sus niveles de capital humano, las oportunidades laborales y las restricciones que enfrentan al buscar trabajo y mantenerse en éste. Las tasas de participación de las mujeres se incrementan de manera importante por nivel educativo y nivel socioeconómico.

Como se muestra en la tabla 1.1, las mujeres de menores ingresos son efectivamente las que menos participan y también, el sector en el cual el crecimiento en la tasa de participación ha sido más lento, sobre todo en el quintil I y II, mientras que para los quintiles IV y, especialmente, V el crecimiento ha sido mucho más rápido<sup>19</sup>.

Es destacable que nuevamente se está en presencia de una dualidad; mientras las mujeres del quintil más rico tienen niveles de participación similares a las de países desarrollados, las

<sup>18</sup>Según datos de la Encuesta CASEN 2009. Cfr. MIDEPLAN, 5 de Agosto, 2010, <http://www.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/casen2009>.

<sup>19</sup>Cabe destacar que en 2009, están presente los efectos en la caída del empleo consecuencia de la crisis financiera mundial, los cuales son exógenos y no representan la tendencia de la PLF en el tiempo.

Cfr. Organización Internacional del Trabajo, **Global Employment Trends 2010**, Enero de 2010, [http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@ed\\_emp/@emp\\_elm/@trends/documents/publication/wcms\\_120471.pdf](http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/@ed_emp/@emp_elm/@trends/documents/publication/wcms_120471.pdf).

**Tabla 1.1** – PLF por quintil de ingreso y año

Quintil de ingreso	Año			
	2002	2004	2006	2009
I	268 %	26,3 %	27,5 %	25,5 %
II	33,0 %	36,6 %	36,0 %	35,1 %
III	39,1 %	42,3 %	43,3 %	43,3 %
IV	47,0 %	49,6 %	51,7 %	51,7 %
V	52,5 %	56,6 %	58,7 %	58,7 %

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de la Encuesta CASEN, MIDEPLAN

del más pobre se insertan laboralmente como aquellas del mundo Árabe<sup>20</sup>.

Al incorporar al análisis de la Participación Laboral Femenina por quintil de ingreso los datos de distintos niveles educativos, es apreciable en la tabla 1.2 que las mujeres chilenas que menos participan del mercado del trabajo son aquellas más vulnerables, es decir, las que pertenecen a los menores quintiles y no tienen ninguna educación, alcanzando niveles de incorporación al mercado menores que el 20%.

Además es notable que la inserción laboral de la mujer perteneciente a dichos quintiles se incrementa fuertemente con la educación, siendo el mayor salto en participación el que se produce al tener educación superior completa. Una mujer del quintil más vulnerable al completar la educación superior puede pasar de una participación promedio de 21,5% a 56,1%, presentando un incremento de más de 275%. También es claro que, aún teniendo el mismo nivel educativo las mujeres del primer quintil tienen una brecha de participación promedio de 29 puntos porcentuales frente a las del quinto quintil.

**Tabla 1.2** – PLF por quintil de ingreso y nivel de educación en 2009

Nivel de educación	Quintil de Ingreso				
	I	II	III	IV	V
Ninguna educación	15,1 %	19,4 %	32,0 %	38,8 %	49,3 %
Sólo educación primaria	22,5 %	32,0 %	41,1 %	48,6 %	52,6 %
Sólo educación secundaria	28,4 %	40,9 %	49,7 %	54,9 %	55,9 %
Educación superior incompleta	21,5 %	28,3 %	38,0 %	45,8 %	42,1 %
Educación superior completa	56,1 %	69,3 %	77,7 %	83,6 %	87,1 %
Total	25,5 %	35,0 %	43,3 %	51,7 %	58,7 %

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de Encuesta CASEN, MIDEPLAN

Al revisar los niveles de participación antes mencionados, cabe preguntarse, ¿qué razones tienen las mujeres para estar inactivas?.

Acorde a la encuesta CASEN 2009 las dos principales razones por las cuales las mujeres chilenas mayores de 18 años declaran estar inactivas son los quehaceres del hogar y que no tienen con quien dejar a los niños, respectivamente. Tal y como se puede observar en el cuadro 1.3, estos son los motivos principales que persisten para todos los quintiles.

Con respecto a la falta de fuentes alternativas de cuidado infantil, este factor es más importante como determinante de su inactividad para las mujeres de los primeros quintiles disminuyéndose a medida que incrementa el nivel socioeconómico. Esto es explicable por el hecho de que familias de mayores ingresos pueden acceder a otras opciones de cuidado infantil

<sup>20</sup>La serie completa de datos está disponible en el Anexo N°1. Infra, pp. 106-109.

pagadas, por ejemplo una niñera.

**Tabla 1.3** – Razones de inactividad, por quintil de ingreso en 2009

Razón de Inactividad	Quintil				
	I	II	III	IV	V
Quehaceres del hogar	40,48 %	44,46 %	43,87 %	43,09 %	37,29 %
No tiene con quien dejar a los niños	17,15 %	15,34 %	13,57 %	10,63 %	7,82 %
Estudiante	7,57 %	9,55 %	11,34 %	14,12 %	21,54 %
Enfermedad crónica o invalidez	7,97 %	6,27 %	6,18 %	5,32 %	4,56 %
Trabajador esporádico	1,51 %	1,44 %	1,61 %	1,28 %	1,62 %
Trabajador desincentivado	4,08 %	3,46 %	3,38 %	3,57 %	2,80 %
rentista	0,05 %	0,10 %	0,09 %	0,15 %	0,29 %
Jubilado	4,08 %	4,13 %	4,24 %	4,92 %	6,07 %
No interesado	4,31 %	4,43 %	5,08 %	6,66 %	8,61 %
Otro	12,80 %	10,81 %	10,64 %	10,25 %	9,40 %

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de Encuesta CASEN, MIDEPLAN

Al depurar este análisis, para aquellas mujeres que tienen al menos un hijo de 13 años de edad o menor, la importancia del cuidado infantil se hace mucho mayor, incrementándose en aproximadamente 14, 16, 19, 19 y 22 puntos porcentuales para los quintiles I, II, III, IV y V respectivamente, como lo muestra la tabla 1.4.

**Tabla 1.4** – Razones de inactividad, para mujeres con al menos un hijo menor de 14 años, por quintil de ingreso en 2009

Razón de Inactividad	Quintil				
	I	II	III	IV	V
Quehaceres del hogar	43,4 %	44,6 %	43,2 %	40,7 %	37,4 %
No tiene con quien dejar a los niños	31,3 %	31,3 %	32,5 %	29,7 %	27,0 %
Estudiante	4,7 %	5,2 %	7,2 %	10,6 %	14,6 %
Enfermedad crónica o invalidez	3,2 %	2,4 %	2,3 %	2,0 %	2,0 %
Trabajador esporádico	1,3 %	1,3 %	1,2 %	1,0 %	2,3 %
Trabajador desincentivado	3,3 %	2,8 %	2,2 %	2,4 %	2,3 %
Rentista	0,0 %	0,2 %	0,0 %	0,1 %	0,0 %
Jubilado	0,8 %	0,7 %	0,5 %	0,6 %	0,7 %
No interesado	2,8 %	3,2 %	3,5 %	4,5 %	6,0 %
Otro	9,4 %	8,3 %	7,4 %	8,5 %	7,9 %

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de Encuesta CASEN, MIDEPLAN

De esta revisión de tendencias cabe destacar como aparece intuitivamente la importancia del nivel de riqueza, de educación y la presencia de hijos en la inserción laboral de la mujer. En la siguiente sección son descritos formalmente los distintos determinantes de la Participación Laboral Femenina que se desprenden de la Literatura Económica.

### 1.2.1.1.3. Determinantes de la Participación Laboral Femenina

La presente sección busca identificar los factores que explican el comportamiento de la mujer en el mercado laboral, tal que sea posible incluirlos en la parte empírica de la presente investigación, siempre y cuando la información disponible lo permita. Así, primero se mencionan brevemente los principales determinantes a nivel teórico de la participación laboral, para luego centrarse en los hallazgos de la literatura empírica específica respecto a la Participación Laboral Femenina tanto a nivel internacional como nacional.

Según la teoría económica, la decisión de trabajar está asociada a como una persona



distribuye su tiempo entre trabajo y ocio<sup>21</sup>. En este sentido, una persona al elegir entre trabajar o no, lo hará siempre y cuando el salario ofrecido en el mercado sea mayor que aquel valor monetario del tiempo no dedicado a éste, es decir, su salario de reserva. Los estudios empíricos sobre la Participación Laboral Femenina han identificado una serie de factores que explicarían sus decisiones en torno a determinantes del salario de mercado potencial que podría ganar al emplearse y del salario de reserva que presenta, considerando indicadores que son observables (por ejemplo, ingreso del hogar, edad hijos, nivel de estudios, etc.) y otros que no lo son (por ejemplo, preferencias por cuidado infantil, personalidad, etc.). Finalmente, el empleo como concepto es una conjunción tanto de la oferta, la demanda por trabajo y el mercado en el que ambos se desenvuelven. Dado que esta investigación se centra en la participación laboral, el cual es un concepto de la oferta de trabajo, los factores que determinan la demanda por trabajadoras o las condiciones del mercado laboral no serán abordados en este trabajo.

La literatura internacional sobre los diferentes determinantes de la oferta laboral femenina incluye estudios de casos para una gran cantidad de países o regiones del mundo, pero todos estos tienen en común que los factores que definen si una mujer participa o no en el mercado laboral son aquellos asociados a indicadores o determinantes de su salario de reserva y salario potencial en el mercado.

Tal y como predice la teoría<sup>22 23</sup>, aquellos factores que incrementen el salario de reserva de la mujeres, disminuirán la probabilidad de que ofrezca su tiempo en el mercado laboral y, a su vez, aquellos que aumenten el salario que potencialmente recibiría en el mercado por su trabajo, generará un aumento de las probabilidades de que sea económicamente activa.

Una de las variables más importantes que permite predecir el valor del tiempo de una persona en el mercado corresponde a la educación, tal y como menciona Mizala, Romaguera y Henríquez. (1999)<sup>24</sup>. En este sentido, en todos los estudios revisados se utiliza alguna medida de educación, ya sea años de educación formal o el mayor nivel de educación alcanzada, ya que, tal y como describe Heckman (1993)<sup>25</sup>, no es posible en estimaciones de oferta laboral femenina utilizar directamente el salario obtenido pues este valor tiene asociado un importante problema de selección de la muestra, pues no existe información sobre salarios para aquellas mujeres que no se encuentran trabajando. En ese sentido, el nivel de educación una buena aproximación al salario potencial en el mercado y es usada como variable por todos los estudios empíricos revisados. También se considera la experiencia laboral<sup>26</sup> y variables del entorno que evidencien condiciones del mercado laboral, como el crecimiento económico del

---

<sup>21</sup>El Marco Teórico es desarrollado en extenso en el Capítulo 2. *Infra*, pp. 32-55.

<sup>22</sup>Cfr. Ehrenberg Ronald, G. and Smith Robert, S., **Modern labor economics: Theory and public policy**, Boston, Addison-Wesley, 2000, pp. 166-218.

<sup>23</sup>Teoría que es descrita en profundidad en la sección de Marco Teórico. *Infra*, pp. 32-44.

<sup>24</sup>A. Mizala, P. Romaguera y P. Henríquez, "Female Labor Supply in Chile", Centro de Economía Aplicada, **Universidad de Chile**, Chile, Documento de Trabajo, N°58, (1999).

<sup>25</sup>James J. Heckman, "What Has Been Learned About Labor Supply in the Past Twenty Years?", **The American Economic Review**, Vol. 83, N°. 2, (Mayo, 1993), pp. 116-121.

<sup>26</sup>La cual es aproximada por la edad y edad al cuadrado, de las cuales se espera que el efecto sea positivo y negativo respectivamente, representando que el salario crece a medida que se incrementa la edad a una tasa decreciente.

país.

En relación al salario de reserva de la mujer, sus principales determinantes pueden ser agrupados en torno a aquellos que se refieren a la *estructura familiar* y a *costos asociados a la maternidad*.

Los factores relativos a la estructura del hogar, tal y como menciona Méndez (2010), tienen que ver con cuál es el rol de la mujer en el hogar. Por ende, es importante identificar si su rol se asocia principalmente a la figura de cuidadora del hogar o proveedora, ya que mientras mayor cercanía con el rol de cuidadora mayor será su salario de reserva y, menor sus probabilidades de entrar al mercado laboral. De esta forma, se debe revisar si la mujer tiene la posibilidad de delegar sus responsabilidades en el hogar a integrantes de a familia, ya que esto facilita su ingreso al mundo del trabajo. Finalmente, debe ser analizada la riqueza del hogar o los ingresos percibidos por otros miembros de este, lo cual indica que la mujer no es el único o principal proveedor del hogar, disminuyendo las probabilidades de que participe en el mercado laboral.

Gong y Van Soest (2002)<sup>27</sup> al estudiar los determinantes de la participación de las mujeres casadas en México, mediante datos de la encuesta nacional de Empleo Urbano buscaron analizar el efecto de las estructuras familiares sobre la oferta laboral femenina, encontrando que la presencia de otra mujer adulta afecta de manera positiva y significativa la oferta laboral de las madres con hijos menores de 13 años. Por otro lado, Sasaki (2002)<sup>28</sup> analiza el efecto de la estructura familiar en la participación laboral de las mujeres casadas en Japón, utilizando datos de corte transversal provenientes de la encuesta Estudio de Panel en Consumo y Vida de 1993 (Shohi Seikatsu ni kansuru Paneru Chousa), hallando que la presencia de sus padres o suegros en el hogar al compartir la carga de las tareas domésticas permiten incrementar la probabilidad de que la mujer sea económicamente activa. Además encontró que para las mujeres es más probable vivir con sus suegros si es que está casada con el hijo mayor, lo que sugiere una persistencia en modelos tradicionales de la cultura tradicional japonesa que impactan directamente la participación laboral de la mujer. En el trabajo de Martínez (2010)<sup>29</sup> el autor realiza un análisis de los determinantes de la Participación Laboral Femenina en Venezuela para el año 2005, a través de la utilización de un modelo Probit, este trabajo encontró que los determinantes socioeconómicos asociados positivamente al empleo femenino son: edad, condición de jefe o cabecera del hogar, todos los niveles educativos y de actividades económicas, mientras que estar casada tiene un impacto negativo. Con respecto a la edad, un año adicional aumenta la probabilidad de insertarse en el mercado laboral, esto es que la experiencia y madurez medida en la edad cuenta a la hora de conseguir empleo. Igual análisis es válido para el estado civil. En cuanto a la condición de ser jefa o cabecera del hogar, encuentra que su efecto marginal es positivo. Esto presume que generalmente se

---

<sup>27</sup>Xiaodong Gong y Arthur van Soest, "Family Structure and Female Labor Supply in Mexico City", **The Journal of Human Resources**, Vol. 37, N<sup>o</sup>. 1, (Invierno, 2002), pp. 163-191.

<sup>28</sup>Masaru Sasaki, "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women", **The Journal of Human Resources**, Vol. 37, N<sup>o</sup>. 2, (Primavera, 2002), pp. 429-440.

<sup>29</sup>Ángel Martínez, "Determinante de la Participación Laboral Femenina en Venezuela: Aplicación de un Modelo Probit para el Año 2005", **Revista Venezolana de Estudios de la Mujer**, Vol. 15, N<sup>o</sup> 35, (Diciembre, 2010), pp. 17-44.

buscan trabajadoras responsables, y visto desde el lado de la oferta, las jefas de hogar deben conseguir trabajo por la presión de la manutención del hogar. La mujer que estudió aumenta su probabilidad a la hora de conseguir empleo. Por otra parte, al observar los resultados por nivel educativo, para cada nivel los efectos marginales son positivos. Ambas variables constituyen una relación directa con la teoría del capital humano. Finalmente, será mencionado el trabajo de De Pablos (2003)<sup>30</sup> quien utilizando datos provenientes de la encuesta POGUE de hogares europeos, a través de un modelo Logit binomial encuentra que la variable hijos menores de 16 años afecta negativamente la participación de la mujer. A su vez, encuentra que el hecho de pertenecer a una familia mono parental afecta negativamente en un 33% la probabilidad de que participe. Cabe mencionar que este autor considera dentro de la muestra a mujeres entre 25 y 45 años de edad con el fin de acotar la muestra al tiempo en el cual se toman las decisiones de participación laboral.

Con respecto a los indicadores relacionados a los *costos relativos a la maternidad*, es posible mencionar que estos impactan directamente el empleo femenino. Una mujer con altos costos de maternidad tendrá a su vez, un elevado salario de reserva disminuyendo las probabilidades de que ofrezca su tiempo en el mercado laboral. Es posible dividir la literatura que estudia los costos de la maternidad en la PLF entre aquellos que analizan directamente la fertilidad y la presencia de niños y los que se centran en las diferentes alternativas de cuidado infantil.

Dentro de los primeros, por ejemplo, está el trabajo de Cruces y Galiani (2004)<sup>31</sup> a través de datos de los censos de México y Argentina para 2000 y 1999, respectivamente, encuentran a través de estimaciones de mínimos cuadrados en dos etapas y variables instrumentales un efecto causal fuerte y negativo entre la fertilidad y oferta laboral, tendiendo este efecto a ser diluido a medida que aumenta la educación de la mujer. En general, la presencia de niños es incluida por todos los estudios revisados y donde tiene el efecto negativo en la participación sus madres, impacto que tiene mayor magnitud a medida que sus hijos son menores.

Los permisos maternales y flexibilidad horaria, son dos políticas que permiten compatibilizar el rol de madre y trabajadora, sin recurrir al cuidado infantil externo. Baker, Gruber y Milligan (2005)<sup>32</sup> a través de datos de la encuesta LFS (Labor Force Survey) de Canadá para el periodo entre 1976 y 1990, encuentran que la existencia de permisos maternales aumenta el tiempo en el las mujeres que se quedan en sus hogares a cuidar a sus hijos pero, a su vez, disminuye la proporción de que abandonan su empleo e incrementa el porcentaje de las que retornan con su empleador previo, favoreciendo la continuidad laboral. Cabe destacar que este efecto no es detectado en permisos maternales menores o iguales a 18 semanas. Euwals (2001)<sup>33</sup> estudia la flexibilidad horaria entre y dentro del trabajo para los Países Bajos,

---

<sup>30</sup>Laura De Pablos, “Participación Laboral Femenina. Análisis de los Factores Determinantes. La Importancia de la Educación”, **Universidad Complutense de Madrid**, España, Documento en Elaboración, (2003).

<sup>31</sup>Cruces, Guillermo y Galiani, Sebastián. “Generalizing the Causal Effect of Fertility on Female Labor Supply”, **World Development**, Vol. 32, (2004), pp. 1375-93.

<sup>32</sup>M. Baker, J. Gruber y K. Milligan, “Universal Childcare, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being”, **National Bureau of Economic Research Working Paper**, Documento en Elaboración. (2005).

<sup>33</sup>Rob Euwals, “Female Labour Supply, Flexibility of Working Hours, and Job Mobility in the Netherlands”, **The Economic Journal**, N<sup>o</sup>. 111, (2001), pp. 120-134

utilizando información subjetiva de preferencias auto reportadas por horas trabajadas y la encuesta Panel Socio Económico de los Países Bajos (Dutch Socio Economic Panel) entre 1981 y 1989, encuentran que hallando que las mujeres que desean trabajar menos horas tienen una mayor probabilidad de abandonar el empleo, que las mujeres se cambian de empleo en mayor medida por consideraciones salariales que horarias y finalmente, las que han permanecido un tiempo prolongado en el mismo empleo son menos propensas a realizar cambios en las horas trabajadas.

Para caso de Chile, la participación laboral y sus determinantes ha sido un tema recurrente de estudio. En general, es posible dividir esta literatura en dos grupos; primero aquellos que buscan entender que motivó el reciente incremento en más de 45% en la tasa de Participación Laboral Femenina en el país<sup>34</sup> y luego, los que analizan directamente los determinantes de la oferta laboral femenina, ya sea a nivel general o que centrándose en el efecto de alguna variable explicativa en especial.

Los trabajos de Paredes y Gonzales (2002)<sup>35</sup>; y Benven y Peticara (2007)<sup>36</sup> están dentro del primer grupo, buscando identificar cuáles fueron las variables que explican el gran cambio en la PLF que se ha visto en los últimos 30 años en Chile. Paredes y Gonzales (2002) analizan la evolución de la oferta laboral femenina, enfocándose en aquellas variables asociadas al cambio demográfico, entre sus resultados encontraron que el ritmo de crecimiento de la oferta laboral femenina caerá significativamente en el periodo entre 2000 al 2010, con respecto de la década de 1980. Por otro lado, Benven y Peticara (2007) en base a la encuesta CASEN de los años 1990, 1996 y 2003 evalúan a través de técnicas de descomposición microeconómicas para modelos discretos, los determinantes del aumento de la PLF entre 1990 y 2003, dentro de sus hallazgos encuentran que el aumento del nivel de escolaridad en la población femenina es uno de los principales responsables de este aumento y, a su vez, que los cambios en la fertilidad no han tenido mayor impacto. Finalmente las autoras mencionan que la mayor parte de la variación en la PLF es debido a un efecto constante que puede estar relacionado con un cambio estructural.

Munchink, et al. (1991)<sup>37</sup> estiman la oferta de trabajo, con respecto a las horas trabajadas a través del método Tobit, utilizando datos de la encuesta de desempleo de 1985 realizada por la Universidad de Chile y una encuesta sobre empleo del Departamento de Economía Agraria de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Dentro de sus resultados, las autoras encuentran que la presencia de hijos y el ingreso percibido por otros miembros del hogar desincentivan el trabajo de la mujer, mientras que los aumentos del salario incentivan el trabajo remunerado.

Mizala, Romaguera y Henríquez (1999) estiman las tasas de participación, salarios y oferta laboral tanto para hombres como mujeres usando los métodos Tobit y Heckman, mediante

---

<sup>34</sup>Pasando de un 28,7% en 1980 a un 41,8% en 2009.

<sup>35</sup>R. Paredes y M. Gonzales, “Factores Demográficos y la Oferta de Trabajo en Chile”, **Universidad de Chile**, Documento de Trabajo, N° 181, (2002).

<sup>36</sup>E. Benven y M. Peticara, “Análisis de los Cambios en la Participación Laboral Femenina en Chile”, **Universidad Alberto Hurtado**, Chile, Documento en Elaboración, (Marzo, 2007).

<sup>37</sup>E. Munchink, I. Vial, A. Strüver y B. Harbat, “Oferta de Trabajo Femenino en Santiago”, **Cuadernos de Economía**, N° 85, (1991), pp. 463-489.

datos de la encuesta CASEN del año 1996. De esta forma, encontraron que las variables monetarias tienen un menor efecto en las decisiones de empleo de las mujeres que en comparación al caso masculino. Además la existencia de hijos menores a 15 años desincentivan la participación de la mujer en el mercado laboral pero, a su vez, la presencia de una hija entre 19 y 24 años tiene un efecto positivo en la inserción laboral de la madre, dada la posibilidad de que en ella sea delegado el cuidado de los niños menores y las tareas del hogar.

En su trabajo Contreras, Bravo y Puentes (2000)<sup>38</sup>, utilizando datos de la Encuesta de Empleo de la Universidad de Chile entre los años 1957 y 1997 elaboran un pseudo panel donde analizan el comportamiento laboral de las mujeres dinámicamente y, a través de la metodología de cohortes<sup>39</sup> sintéticos, concluyen que lo que en mayor medida afecta a la participación laboral es la edad. Este efecto posee un patrón cóncavo y, según los autores, a los 36 años la mujer alcanza el máximo nivel de participación. También encuentran un efecto respecto al cohorte generacional a la cual pertenecen, dado que las mujeres más jóvenes enfrentan el mercado del trabajo de manera distinta, pues tienen menos hijos y, también, mayores niveles de educación.

Larrañaga (2006)<sup>40</sup> revisa las tasas de participación de las mujeres entre 1958 y 2003, realizando un análisis a nivel macroeconómico. En este sentido, encuentra que hay presente dos tipos de tendencias: por un lado, las tasas de participación de las mujeres jóvenes cae en el tiempo debido al aumento en la escolaridad y, por otro lado, la participación de las mujeres entre 25 y 60 años aumenta lentamente en la década de 1970, acelerándose entre 1980 y 1990. El autor identifica a la educación y natalidad como los factores más importantes que permiten explicar los aumentos en las tasas de participación. Además, encuentra que parte de este aumento se debería al crecimiento económico experimentado en cada período.

Cabe destacar el trabajo realizado por Lehnman (2003)<sup>41</sup>; y Contreras y Plaza (2010)<sup>42</sup>, en el cual analizan los determinantes de la participación laboral de la mujer, centrándose en el efecto de factores culturales en esta. Lehnman (2003) empleando datos de la encuesta CEP 2002 identifica que la baja Participación Laboral Femenina en Chile se explica por las rigideces del mercado laboral nacional, bajo nivel relativo de educación, fertilidad y patrones culturales presentes entre las personas del país; pues encuentra que una parte importante de la población opina que el rol de la mujer es precisamente el cuidado de la casa y familia. En la misma línea, Contreras y Plaza (2010) utilizando los datos de la encuesta International Social Survey Program (ISSP) realizada por el Centro de Estudios Públicos (CEP) en el año 2002, aportan mayor evidencia sobre la influencia en la PLF de características culturales, medidos a

<sup>38</sup>D. Contreras, D. Bravo y E. Puentes, “Tasa de Participación Femenina: 1957-1997. Un Análisis de Cohortes Sintéticos”. **Departamento de Economía, Universidad de Chile**, Documento de Trabajo, (Agosto, 2000).

<sup>39</sup>Una cohorte es un conjunto de personas nacidas en un mismo año a las que se sigue en el tiempo a través de encuestas de cortes transversales.

<sup>40</sup>O. Larrañaga, “Fertilidad en Chile 1960-2003”, **Departamento de Economía, Universidad de Chile**, Documento de Trabajo, (2006).

<sup>41</sup>C. Lehmann, “Mujer, Trabajo y Familia: Realidad, Percepciones y Desafíos. Análisis sobre la base de la Encuesta CEP de Diciembre de 2002”, **Centro de Estudios Públicos**, Santiago de Chile, (2003).

<sup>42</sup>D. Contreras, G. Plaza, “Cultural Factors in Women’s Labor Force Participation in Chile”, **Feminist Economics**, Vol. 16, N° 2, (2010), pp. 27-46.

través del grado de machismo y la estructura de valores. Realizando una estimación Heckman de dos etapas corroboran las variables tradicionalmente usadas para explicar la participación de la mujer, observando que la educación la afecta directa y positivamente al igual que su edad impacta positivamente pero en un patrón cóncavo, la presencia de niños en edad preescolar y el hecho que tenga una pareja reduce significativamente la PLF. Además, encuentran que en cuanto mayor es el grado de machismo en el entorno de la mujer, menor será su participación, a su vez, mientras más conservadora sea ella en términos valóricos, menor será también su participación. Cabe destacar que este tipo de variables culturales usualmente son omitidas en los estudios ya que no son observables directamente.

Acosta, Peticara y Ramos (2005) utilizan información de la Encuesta CASEN 1990, 1996 y 2003 y la Encuesta de Protección Social (EPS) 2002 y estiman una ecuación de salarios por MCO y una de participación por modelo Probit. Encuentran que la existencia de un modelo de sociedad con predominio fuerte del hombre como proveedor principal de recursos, la familia concebida de manera tradicional, tensiones entre la vida laboral y familiar, rigidez en las jornadas laborales, bajas remuneraciones, escasa provisión de servicios de cuidado infantil, políticas maternas rígidas y cultura laboral machista afectan la PLF. Elaboran un trabajo exhaustivo que analiza las causas de la baja Participación Laboral Femenina no solo por la oferta de trabajo, sino también por el lado de la demanda y las condiciones del mercado. Además analizan los tipos de cuidado infantil al que recurren mujeres con hijos en edad preescolar. Al analizar la oferta y demanda de cuidado infantil encuentran que hay una insuficiente cobertura, poco flexible y no ajustada a la realidad de participación creciente de la mujer en el mercado laboral, que hay escasa evidencia sobre la calidad de la oferta, poca demanda por servicios de cuidado formal infantil por niños y por lo tanto, aún existe un fuerte predominio en el cuidado informal. Para esto utilizaron metodología de Focus Group<sup>43</sup>.

En la misma dirección, Peticara (2006)<sup>44</sup> utilizando datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) del año 2002 analiza el efecto del nacimiento de un niño en la decisión de la mujer de trabajar. Entre sus resultados encuentra que existe un incremento en el riesgo de que la mujer abandone su empleo durante el primer año de vida del niño, aumentando en un doble la probabilidad de que abandone la condición de empleada. También encuentra que este efecto es menor para las generaciones más jóvenes. Además, mientras mayores son los periodos de inactividad, menor es la probabilidad de que vuelva a ser económicamente activa.

Finalmente, con respecto a la literatura que estudia directamente el efecto del cuidado infantil y de políticas que proveen mayor oferta de este en la Participación Laboral Femenina, la evidencia empírica documenta la existencia de una relación negativa entre el número de hijos en edad escolar y la participación laboral y empleo de sus madres, tal y como era previsto por la teoría ya revisada. Esta relación ha sido verificada a través de diversos estudios que son descritos en detalle en la sección siguiente<sup>45</sup>, dado que es precisamente dentro de esta literatura donde este estudio se encuentra suscrito.

---

<sup>43</sup>Focus Group o entrevista grupal.

<sup>44</sup>M. Peticara, "Women employment transitions and fertility", **ILADES/Georgewon University, Universidad Alberto Hurtado**, Documento de Trabajo, N° 172, (2006).

<sup>45</sup>Infra, pp. 15-22.

En síntesis, los determinantes de la Participación Laboral Femenina obtenidos por la evidencia empírica corroboran lo descrito por la teoría de la oferta laboral, siendo una combinación de variables observables e inobservables, que permiten caracterizar el salario potencial de mercado de la mujer y su salario de reserva.

Las mujeres incrementan su participación cuando pueden acceder a un mayor salario en el mercado, esto ocurre cuando tienen un mayor nivel de educación. Además su edad impacta positivamente en su participación laboral con un patrón cóncavo, es decir, mientras mayor es su edad su participación también, pero a tasas decrecientes.

Con respecto a determinantes de la estructura del hogar, su participación es menor cuando tiene mayormente asociado el rol de cuidadora del hogar y no es la principal proveedora del hogar. En otras palabras, su participación laboral será menor mientras esté casada (o conviva), sea madre, no sea jefa de hogar y el ingreso del resto de los integrantes del hogar sea mayor.

Finalmente, los costos de maternidad serán mayores mientras la mujer tenga hijos aunque estos costos disminuyen a medida que los niños se hacen mayores. Dichos costos se reducirán si la mujer cuenta con posibilidades de acceder a cuidado infantil, ya sea en el hogar con sustitutos directos para la mujer, como otra mujer adulta, la presencia de una abuela o la contratación de niñera o fuera del hogar a través de un centro de cuidado infantil formal o la participación en programas gubernamentales que provean acceso a ésta. Cabe destacar que, según la evidencia, la participación laboral de la mujer será mayor cuando pertenece a una generación más joven.

#### **1.2.1.1.4. El cuidado infantil y la Participación Laboral Femenina**

Tal y como se mencionó anteriormente, la relación entre el cuidado de los hijos y las decisiones de empleo de la mujer ha sido explorado ampliamente en la literatura empírica. En general, la evidencia documenta la existencia de una relación negativa entre el número de hijos en edad escolar y la participación laboral de sus madres, tal y como es previsto por la teoría<sup>46</sup>. A continuación, es revisada en profundidad dicha literatura empírica, primero a nivel internacional para luego centrarse en lo escrito al respecto en Chile.

##### **1.2.1.1.4.1. Literatura empírica internacional**

La literatura empírica a nivel mundial que estudia la relación entre el cuidado infantil e inserción laboral femenina es amplia. Los primeros estudios que documentaron la relación entre el cuidado infantil y la oferta laboral femenina se iniciaron hacia finales de los 1980 y buscaban explicar el aumento de la participación de las mujeres en el mercado laboral de Estados Unidos y Europa. Muchos estimaron la elasticidad-precio de la oferta laboral de madres de niños en edad pre-escolar con respecto al precio del cuidado infantil, utilizando diferentes variables para medirlo. La mayoría de estos estudios encuentran que la oferta laboral de las madres—medida como participación, empleo, y horas trabajadas—disminuye con el precio

---

<sup>46</sup>Ver Marco Teórico. *Infra*, pp. 32-55.

del cuidado infantil. Algunos ejemplos en países Europeos incluyen Lokshin (2004)<sup>47</sup>, quien encuentra que tanto la participación como las horas de trabajo son muy elásticas al precio del cuidado infantil en Rusia; Lokshin y Fong (1999)<sup>48</sup> reportan que reducciones en el precio del cuidado infantil aumentan la participación laboral y reducen los niveles de pobreza en algunos hogares en Rumania. En África, Lokshin et al. (1999)<sup>49</sup> encuentran que un alto costo del cuidado infantil desincentiva a los hogares en Kenya a utilizar alternativas formales de cuidado infantil e impacta negativamente sobre la participación laboral de las madres. Powell (2002)<sup>50</sup> encuentra que los altos precios del cuidado infantil reducen la probabilidad de trabajar y de utilizar estos servicios, usando datos de Canada. Para el caso de Estados Unidos, existen decenas de estudios con resultados inconclusos para ese país. Blau y Currie (2004)<sup>51</sup> ofrecen un resumen de estos estudios, documentando elasticidades que van desde 0,04 hasta -1,26, sugiriendo que el rango tan amplio en las elasticidades estimadas para Estados Unidos se debe, entre otras cosas, a que al medir el precio del cuidado infantil desde las mismas encuestas de donde proviene la información de empleo, o bien desde estimaciones regionales sobre precio y oferta de cuidado infantil, los diferentes estudios aplican distintos supuestos y restricciones de exclusión para identificar el efecto del precio de cuidado infantil en la oferta laboral. Por lo tanto, no es sorprendente que lleguen a resultados tan diferentes. Si bien no miden elasticidades-precio, en Suecia Gustafsson y Stafford (1992)<sup>52</sup> encuentran una relación positiva entre la oferta de cuidado infantil pre-escolar y oferta laboral, mientras que Chevalier y Viitanen (2002)<sup>53</sup> y Del Boca (2002)<sup>54</sup> encuentran que la oferta de cuidado infantil causa un aumento en participación laboral de mujeres en Inglaterra e Italia, respectivamente.

Los estudios empíricos más recientes aprovechan experiencias de políticas públicas que por su diseño o implementación gozan de un diseño experimental, por lo que logran esquivar las debilidades metodológicas de la primera generación de estudios. El diseño experimental de estas experiencias facilita la identificación de un efecto causal de la oferta de cuidado infantil

---

<sup>47</sup>M. Lokshin, “Household Childcare Choices and Women’s Work Behavior in Russia”, **Journal of Human Resources**, Vol. 39, N° 4, (2004), pp. 1094-1115.

<sup>48</sup>M. Lokshin y M. Fong, “Child Care and Women’s Labor Force Participation in Romania”, **The World Bank, Policy Research**, Documento de Trabajo, N° 2400, (1999).

<sup>49</sup>M. Lokshin, E. Glinskayay y M. García, “The Effect of Early Childhood Development Programs on Women’s Labor Force Participation and Older Children’s Schooling in Kenya”. **The World Bank, Policy Research**, Documento de Trabajo, N° 2376, (1999).

<sup>50</sup>L. Powell, “Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers”, **Journal of Human Resources**, Vol. 37, N° 1, (2002), pp. 106-28.

<sup>51</sup>D. Blau, J. Currie, Pre-School, Day Care, and After-School Care: Who’s Minding the Kids?, **Handbook of the Economics of Education**, North Holland, E.E.U.U., Elsevier, Vol 2, Capítulo 20, 2006, pp. 1163-1278.

<sup>52</sup>S. Gustafsson y F. Stafford, “Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden”, **Journal of Human Resources**, Vol. 27, N° 1, (1992), pp. 204-30.

<sup>53</sup>A. Chevalier y T. Viitanen, “The Causality between Female Labour Force Participation and the Availability of Childcare”, **Applied Economics Letters**, Vol. 9, N° 14, (2002), pp. 915-18.

<sup>54</sup>D. Del Boca, “The Effect of Child Care and Part Time Opportunities on Participation and Fertility Decisions in Italy”, **Journal of Population Economics**, Vol. 15, N° 3, (2002), pp. 549-73.



de la disponibilidad laboral de las madres. Gelbach (2002)<sup>55</sup> y Cascio (2009)<sup>56</sup> analizaron el efecto de acceso a kindergarten en Estados Unidos en la oferta laboral de madres de hijos con 5 años de edad (la edad de asistencia a dicho nivel escolar). Desde inicio de la década de 1960s, la oferta de kindergarten aumentó sustancialmente en EE.UU., dando acceso gratuito a niños de 5 años al sistema escolar público. La proporción de niños de 5 años que asistían a un establecimiento escolar aumentó de aproximadamente 48% a 80% entre 1960 y 1990, al mismo tiempo que se observó un aumento en la Participación Laboral Femenina en ese país. Para identificar el efecto de la oferta de cuidado infantil de niños de 5 años en la participación laboral de sus madres, Gelbach (2002) utiliza la metodología de variables instrumentales aprovechando diferencias estatales en las reglas de edad mínima de acceso a kínder. Él utiliza el trimestre de nacimiento del niño como variable instrumental que afecta el acceso a kínder, pero es exógeno a las decisiones de empleo de las madres. Gelbach (2002) encuentra que el acceso a educación (cuidado infantil) gratuita para niños de 5 años aumenta la oferta laboral de madres solteras en entre 6% y 24%, y de madres casadas en entre 6% y 15%. Cascio (2009) utiliza las diferencias en las fechas en que diferentes estados iniciaron el financiamiento de kínder como fuente de variación exógena en la oferta de cuidado infantil gratuito. Desde 1960, Estados que aún no financiaban el nivel de kindergarten en su sistema escolar iniciaron reformas presupuestarias que lo incluían o que ampliaban su jornada a un día escolar completo. La implementación gradual de la reforma permite estimar el efecto causal de aumentos del cuidado infantil en la oferta laboral femenina. El estudio encuentra que el aumento en la oferta de kindergarten aumentó la participación laboral de madres solteras con hijos en edad de kínder y sin hermanos menores, y que los efectos son grandes: para cada 10 niños que entraron a kínder, 4 madres entraron a la fuerza laboral, y aumentaron las horas trabajadas en 16 horas semanales para este sub-grupo de madres. En 1997, el gobierno de Québec, Canadá reformó su política de cuidado infantil, facilitando su acceso. La política consistió en: ofrecer cuidado pre-escolar a niños de 1 a 4 años con un costo de CAD<sup>57</sup>\$5 /día, aumentar la jornada de kindergarten de ½ a jornada completa, y ofrecer cuidado antes y después de clase para niños en kindergarten con un costo de CAD\$5/día. Lefebvre y Merrigan (2008)<sup>58</sup> analizan el efecto de esta política en la oferta laboral (participación, empleo, y horas trabajadas) de madres con al menos un hijo en edad 1-5 años. Estos autores encuentran que los beneficios ofrecidos por la nueva política afectaron positivamente todas las variables de oferta laboral de las madres estudiadas y que además aumentó su ingreso.

Para la región Latinoamericana, Berlinski y Galiani (2007)<sup>59</sup> analizan el efecto que tuvo una expansión fuerte en la oferta de educación pre-escolar en Argentina, sobre la matrícula

---

<sup>55</sup>J. Gelbach, “Public Schooling for Young Children and Labor Supply”, **American Economic Review**, Vol. 92, N° 1, (2002), pp. 307-22.

<sup>56</sup>E. Cascio, “Maternal Labor Supply and the Introduction of Kindergartens into American Public Schools”, **The Journal of Human Resources**, Vol. 44, N° 1, (2009), 140-170.

<sup>57</sup>CAD significa, Dolar Canadiense.

<sup>58</sup>P. Lefebvre y P. Merrigan, “Child-care Policy and the Labor Supply of Mothers with Young Children: A Natural Experiment from Canada”, **Journal of Labor Economics**, Vol. 26, N° 3, (2008), pp. 519-548.

<sup>59</sup>S. Berlinski y S. Galiani, “The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment”, **Labour Economics**, N° 14, (2007), pp. 665-680.

pre-escolar y en la participación y el empleo de las madres de hijos en edad pre-escolar. Entre los años 1994 y 2000, la oferta de cupos pre-escolares para niños de entre 3 y 5 años en el sistema de educación pública aumentó en 18%. La ampliación regional gradual de la oferta—la cual es exógena a las decisiones laborales de las madres—sirve como experimento natural y fue utilizada como estrategia de identificación del efecto de acceso gratuito a cuidado infantil en la participación laboral de las madres. Los autores encuentran que si la oferta de salas pre-escolares aumenta de 0 a 1, la probabilidad de empleo de las madres aumentaría entre 7 y 14 puntos porcentuales y las horas trabajadas aumentarían de 2,2 a 4,5 horas semanales.

#### 1.2.1.1.4.2. Literatura empírica nacional

La relación entre la presencia de niños y el acceso al cuidado infantil en la Participación Laboral Femenina también ha sido estudiada a nivel nacional. Diversos trabajos encuentran que mujeres con hijos menores de 14 años son menos probables de participar en el mercado laboral y estar trabajando, al compararse con mujeres con o sin hijos mayores de 14 años (Contreras et. al, 2000; Mizala et. al, 1999; Contreras y Plaza, 2010; Acosta y Peticara, 2005; Peticara, 2006). Estos estudios del caso chileno validan la relación negativa entre hijos y oferta laboral femenina utilizando distintas fuentes de datos y metodologías de estimación.

Dentro de los estudios nacionales existe una línea de investigación enfocada en el estudio del impacto en la participación de políticas públicas, que mejoran el acceso al cuidado infantil para las mujeres. Durante los últimos años se han desarrollado dos políticas recientes que aumentaron gratuitamente el tiempo de cuidado que reciben casi todos los niños del país, el programa “Chile Crece Contigo” y la implementación de la Jornada Escolar Completa (JEC). En este sentido, la literatura chilena que analiza el impacto de políticas públicas que incrementan la oferta de cuidado infantil está dividida entre aquellos que analizan el efecto de cada uno de esos programas.

Entre los años 2005 y 2007, el Gobierno de Chile aumentó en casi 140% la cobertura de salas cunas para niños en edades entre 0 y 2 años de los primeros dos quintiles de ingreso a través de la implementación del programa “Chile Crece Contigo”. El análisis del impacto de este programa en la Participación Laboral Femenina, ha sido desarrollado, principalmente, por los escritos de Medrano y Martínez (2009)<sup>60</sup>, Martínez y Encina (2009)<sup>61</sup> y Betancor (2011)<sup>62</sup>. Estos estudios siguen la idea de aprovechar que la implementación regional de esta política fue gradual y no estuvo relacionada con decisiones laborales de las madres, facilitando así una estrategia de identificación del efecto causal en la participación laboral de mujeres pobres con hijos en el rango de edad correspondiente, siguiendo la tendencia presente en

---

<sup>60</sup>C. Martínez y P. Medrano, “Public day care and female labor participation: Evidence from Chile”, **Departamento de Economía, Universidad de Chile**, Documento de Trabajo, (2009).

<sup>61</sup>C. Martínez y J. Encina, “Efecto de una mayor cobertura de salas cuna en la participación laboral femenina: Evidencia de Chile”, **Departamento de Economía, Universidad de Chile**, Documento de Trabajo, N° 303, (2009).

<sup>62</sup>Andrea Betancor, “The impact of accessing childcare centers on Chilean mothers’ probability of employment”, **ComunidadMujer**, Documento en Elaboración, (Mayo, 2011).

la literatura internacional reciente<sup>63</sup>, de aprovechar la presencia de un quasi-experimento natural<sup>64</sup>.

En el trabajo realizado por Medrano y Martínez (2009) fue utilizada una base de datos construida por las autoras a partir de información proporcionada en conjunto por Fundación Integra y la Junta Nacional de Jardines Infantiles (JUNJI)<sup>65</sup> sobre de cobertura de educación pre escolar, además utilizaron la Encuesta de Ocupación y Desocupación del Gran Santiago<sup>66</sup> y la Encuesta CASEN<sup>67</sup> para 2005, 2006 y 2007. El objeto de este estudio fue indagar si la oferta pública de salas cuna afectó la participación laboral de las madres, empleo y horas trabajadas. A través del análisis de diferencias fue encontrado un efecto positivo en la expansión de la oferta laboral del grupo tratado, pero tras controlar por características observables del individuo y de la familia no fue encontrados efectos diferenciales significativos en el grupo de mujeres que se beneficiaron del acceso, en relación a mujeres de quintiles de ingreso más altos. Las autoras sugieren que la falta de efecto se puede deber a que los datos utilizados no son capaces de captar un efecto estadístico, o bien, que efectivamente la participación laboral de mujeres pobres en Chile no es sensible a la provisión de cuidado infantil gratuito. Esto último, según las autoras, podría explicarse de tres formas: una incompatibilidad de los horarios de las salas cuna con la jornada laboral; sustitución entre arreglos informales de cuidado infantil utilizados antes de la reforma por cuidado formal, sin alterar sus condición en el mercado laboral; o a factores culturales de las poblaciones más pobres que les haga reticentes a participar de este tipo de políticas. Con respecto a estos factores culturales, cabe mencionar el trabajo de Contreras y Plaza (2010) en el cual encuentran que las conductas machistas tienen un efecto negativo y significativo sobre la decisión de participar en el mercado del trabajo (13%).

Martínez y Encina (2009) también analizan el impacto del aumento de la cobertura de sala cunas enfocándose en la variación de 70% entre los años 2005 y 2006 y, al igual que en los demás trabajos de esta rama de la literatura, se utilizó la expansión como un experimento natural que cambió exógenamente a las decisiones de empleo de las madres. Los datos utilizados sobre oferta laboral femenina provienen de la encuesta CASEN 2006. La encuesta Trabajo y Equidad 2008<sup>68</sup> fue obtenida información sobre preferencias individuales de participación laboral de la mujer y sus costos asociados. Finalmente los datos sobre el número de matrículas, cupos y centros disponibles en sala cuna fue proporcionada por Fundación Integra y JUNJI. Como resultado, las autoras obtienen que la provisión pública de salas cunas tiene un efecto positivo y significativo sobre la participación laboral de las mujeres, sin embargo, al

---

<sup>63</sup>Esta literatura es descrita en mayor detalle en p.16.

<sup>64</sup>Infra, pp. 54-55.

<sup>65</sup>Cabe mencionar que en Chile la Junta Nacional de Jardines Infantiles (JUNJI) y Fundación Integra son los dos únicos proveedores públicos de educación pre escolar, tanto en Jardín Infantil como en Sala Cuna.

<sup>66</sup>La Encuesta de Ocupación y Desocupación levantada por el Centro de Microdatos del Departamento de Economía de la Universidad de Chile, para mayor información dirigirse a su sitio web, <http://www.empleo.microdatos.cl/>.

<sup>67</sup>Encuesta nacional de Caracterización Socioeconómica, mayor información disponible en su sitio web, <http://www.mideplan.gob.cl/casen/>.

<sup>68</sup>Aplicada por primera vez en 2007, su objetivo es recavar información acerca del mercado laboral chileno, relaciones laborales y percepciones asociadas al trabajo femenino y familia.

analizar si existe un efecto diferenciado para las mujeres elegibles para este programa no se encuentran resultados concluyentes. Es decir, no es esperable que la brecha de participación presente en los diversos grupos de ingreso se reduzca como fruto de esta política. Al igual que en el, ya mencionado, trabajo de Medrano y Martínez (2009) se esgrime como posible razón de la ausencia de efecto en las mujeres elegibles la existencia de otros factores culturales e institucionales. En este sentido, las mujeres de los menores quintiles de ingreso manifiestan como razón para no participar del mercado del trabajo el cuidado de los hijos, pero a su vez mantienen una visión tradicional de su rol en el cuidado de los hijos lo que limita el impacto que esta política pueda tener en su inserción laboral<sup>69</sup>.

Dentro de los trabajos que estudian el impacto del programa “Chile Crece Contigo” el de Betancor (2011) destaca por su metodología y resultados. En primer lugar, los datos que ella utiliza son obtenidos a través de una encuesta especialmente diseñada para explorar las decisiones laborales de las mujeres, la encuesta “Voz de Mujer” de la organización ComunidadMujer<sup>70</sup>, esta encuesta fue llevada a cabo por el Centro de Microdatos<sup>71</sup> y es representativa a nivel nacional. Por otro lado, para realizar un tratamiento de la heterogeneidad generada por variables inobservables metodológicamente, la autora construye un panel de datos de 468 madres y realiza el uso de modelos Probit con efectos aleatorios (tradicional y de Chamberlain)<sup>72</sup>. Así, entre los resultados de este estudio el acceso a sala cuna genera, de forma estadísticamente significativa, un aumento de 13% en la probabilidad de que su madre sea empleada. Dado que la tasa de empleo para las mujeres en estudio, con bebés e infantes menores de 2 años, es cercano al 30%, el efecto obtenido por este trabajo implica un incremento en la tasa de empleo de 8% para el grupo tratado, resultados de una cuantía mucho mayor que los anteriormente obtenidos en esta literatura.

La Jornada Escolar Completa fue implementada desde 1997, incrementando las horas que los niños entre 6 y 18 años pasan en establecimientos educacionales en 30%. Debido a restricciones presupuestarias y de espacio físico<sup>73</sup>, la implementación de este programa ocurrió a ritmos distintos en las diferentes comunas de Chile, sirviendo como estrategia de identificación<sup>74</sup> para los trabajos de Hernando (2009)<sup>75</sup> y Contreras, Sepúlveda y Cabrera (2010)<sup>76</sup>.

En su estudio Hernando (2009) desarrolla un modelo teórico que analiza los efectos de

---

<sup>69</sup>Este resultado es compatible con lo descrito por el Modelo de Normas Sociales, descrito en p. 39.

<sup>70</sup>ComunidadMujer es una organización creada en 2002, que “busca impulsar políticas que permitan lograr una mayor participación de la mujer en el ámbito público, mediante su inserción plena en los mundos laboral y político” más información en su sitio web, <http://www.comunidadmujer.cl/>

<sup>71</sup>Centro de investigación dependiente de la Universidad de Chile, más información en su sitio web, <https://www.microdatos.cl/>

<sup>72</sup>Estos modelos son descritos en detalle en la sección de Teoría Econométrica. *Infra*, pp. 44-45.

<sup>73</sup>Una descripción más extensa de la implementación de la JEC esta disponible en pp. 65-79.

<sup>74</sup>Esta estrategia de identificación es descrita en mayor detalle en p. 87.

<sup>75</sup>A. Hernando, “Female labor participation and childcare in Chile: A natural experiment”, **Universidad Adolfo Ibáñez**, Documento de Trabajo, (2009).

<sup>76</sup>D. Contreras, P. Sepúlveda y S. Cabrera, “The effects of lengthening the school day on female labor supply: Evidence from a quasi-experiment in Chile”, **Departamento de Economía, Universidad de Chile**, Documento de Trabajo, N° 323, (2010).

una expansión en la cobertura de la JEC en interacción con las rigideces asociadas al mercado laboral chileno. Al realizar la aproximación empírica y utilizando datos provenientes de la encuesta CASEN 1996 y 2000 y del administrativos del Ministerio de Educación (MINEDUC)<sup>77</sup> Hernando sigue el planteamiento de un experimento natural<sup>78</sup>, donde la mayoría de sus resultados se refieren a un grupo tratado caracterizado por que el(la) hijo(a) menor va a un colegio que implemento JEC entre 1996 y 2000. En definitiva, el autor encuentra que existe un efecto positivo de que el colegio al que asisten sus hijos sea JEC en la participación laboral de sus padres. En promedio la participación laboral de los padres de niños que asisten a colegios en JEC se incrementó en un 2,93%, dentro de estos, existe una concentración de un 3,2% del efecto en las madres, mientras que para los padres no hay un efecto estadísticamente significativo. Aún más, el autor encuentra que el efecto se concentra en aquellas que declaran ser pareja del jefe de hogar y representan para su hogar un segundo ingreso, quienes expandieron su participación laboral en un 4%. Para la medida de empleo como variable de interés, los resultados son similares, con efecto significativo de 3,8% y se concentra en las mujeres con hijos menores de 14 años con un efecto de 6,3%. Finalmente, encuentra que no hay impacto sobre el trabajo de mujeres part time, concentrándose en mujeres que trabajan tiempo completo lo cual, según el autor, se debe a las rigideces y trabas institucionales del mercado laboral chileno.

Contreras, Sepúlveda y Cabrera (2010) también explotan la naturaleza quasi-experimental de la implementación de la JEC. En su trabajo, los autores, estudian el efecto de este programa sobre la participación, empleo y horas trabajadas para mujeres entre 20 y 65 años de edad. Utilizando datos de todas las encuestas CASEN realizadas entre 1990 y 2006<sup>79</sup>, a través de una metodología de corte transversal repetido con efectos fijos a nivel de municipalidad, corregidos por cluster y por municipalidad. El resultado para toda la muestra sugiere un efecto positivo y significativo en la participación, es decir, encuentran que un aumento de un 1% de matrícula en JEC genera un 5% de incremento en la probabilidad de que una mujer pueda participar en el mercado laboral en 2006. En definitiva, los coeficientes estimados muestran que esta reforma tiene un efecto, positivo y estadísticamente significativo en la participación de madres con al menos un hijo con edades entre 8 y 17 años, especialmente cuando la mayoría de sus hijos están en este rango de edad.

En definitiva, la literatura empírica reciente encuentra una relación positiva entre el cuidado infantil y diversas medidas de oferta laboral femenina. En particular para el caso chileno, se ha encontrado un efecto positivo de la JEC en la participación y empleo de las madres de niños en edad escolar, Contreras et. al. (2010) y Hernando (2009) identifican que el aumento de 30% en las horas bajo cuidado escolar aumentó la participación laboral de madres con hijos en edad escolar entre 4% y 5%<sup>80</sup> y el empleo en 3%. Los resultados documentados

---

<sup>77</sup>Específicamente utiliza el Directorio de Colegios 2007 para identificar si el(los) niño(s) asistió a un colegio incorporado a JEC y, también, datos provenientes del Sistema de Medición de Calidad de la Educación (SIMCE) para aproximar una probabilidad de que el colegio implemente la JEC.

<sup>78</sup>Esta metodología es explicada en detalle en p. 54.

<sup>79</sup>En particular utilizan 8 rondas, 4 anteriores al inicio de la implementación de la JEC (1997) y 4 durante esta.

<sup>80</sup>Aun cuando ambos trabajos utilizan datos provenientes de la misma fuente, CASEN, difieren en los años

muestran un efecto pequeño lo cual, acorde a Hernando(2009), podría deberse a la incompatibilidad de una jornada laboral de un trabajo tiempo completo y horario de clase (aún con la jornada extendida).

Como ha sido revisado, hasta ahora en la literatura el efecto de la ampliación del cuidado infantil en la Participación Laboral Femenina ha sido abordado, principalmente, a través de la medición de indicadores observables del salario de reserva de la mujer. El problema de este enfoque, a juicio de la autora, es que no ha permitido aislar el efecto de la JEC de variables inobservables, como preferencias por trabajo, personalidad o culturales que impactan la oferta laboral y que podrían estar subestimando el efecto obtenido. Este enfoque había sido adoptado preferentemente por la disponibilidad de datos existentes, la excepción es el trabajo de Betancor (2011) donde estudia a través de un panel de datos los efectos sobre el programa Chile Crece Contigo, encontrando efectos mucho mayores que los otros estudios existentes sobre e impacto de esta política en la inserción de la mujer en el mercado del trabajo.

En este sentido, esta investigación busca realizar algo similar en el estudio de la JEC, intentando aislar el efecto de características inobservables que se mantienen constantes en una persona, buscando estimar con la mayor certeza la cuantía del efecto de la JEC sobre la Participación Laboral Femenina, a través de la elaboración de un panel en base a la Encuesta de Protección Social (EPS).

### 1.2.1.2. La Jornada Escolar Completa en Chile, concepto e implementación

En la segunda mitad de la década de los noventa, se inició en Chile un proceso de reforma integral al sistema educacional. Tal y como describe García-Huidobro y Concha (2009)<sup>81</sup> esta reforma fue articulada en torno a cuatro ejes: planes de mejoramiento en innovación pedagógica, reforma curricular, el desarrollo profesional de los docentes y la Jornada Escolar Completa diurna. Esta última, al incrementar las horas que los niños pasan bajo supervisión adulta, es el punto de interés de este trabajo, por lo cual en esta sección son descritos los antecedentes generales de esta política pública, su proceso de implementación y finalmente, se revisan algunos estudios sobre los efectos de este programa, tanto a nivel educativo como social.

#### 1.2.1.2.1. Antecedentes generales de la Jornada Escolar Completa

La Jornada Escolar Completa (JEC) es un programa parte de la reforma al sistema educacional ideada por el Gobierno de Chile en el año 1996, en el cual se extendió la duración de la jornada escolar aumentando el tiempo que anualmente los alumnos permanecen en el colegio en un 30%, aproximadamente. Los destinatarios de esta política fueron todos aquellos jóvenes y niños pertenecientes a centros educativos que reciben algún tipo de financiamiento

---

utilizados, edad de mujeres en la muestra, metodología de estimación y especificaciones. Esto podría explicar la diferencia en los efectos estimados y en por qué la significancia en los resultados de Hernando (2009) desaparece bajo algunas especificaciones.

<sup>81</sup>Juan E. García Huidobro y Carlos Concha, **Jornada Escolar Completa: la Experiencia Chilena**, Documento en Elaboración, (2009). [http://basica.sep.gob.mx/tiempocompleto/pdf/CarlosConcha\\_Jornada.pdf](http://basica.sep.gob.mx/tiempocompleto/pdf/CarlosConcha_Jornada.pdf).

público<sup>82</sup>, siendo obligatoria desde el tercer al doceavo grado.

De esta forma, como describe García Huidobro y Concha (2009), los colegios subvencionados y municipales que se incorporen al programa, deben realizar un incremento en las horas pedagógicas<sup>83</sup> semanales, específicamente en enseñanza básica se debía aumentar el tiempo en aulas desde 30 a 38 horas pedagógicas entre tercero y sexto grado y de 33 a 38 entre séptimo y octavo. En enseñanza media, esto significó un aumento desde 33 a 38 horas pedagógicas en primero y segundo y de 36 a 42 para los alumnos de tercero y cuarto medio<sup>84</sup>. En definitiva, incluyendo mayores tiempos para almuerzo y recesos, en los establecimientos que implementen JEC serían agregadas 232 horas cronológicas por año para los alumnos de tercero a sexto básico, 145 entre séptimo y octavo básico, 261 para primero, segundo medio y 174 para tercero y cuarto medio, significando efectivamente un aumento promedio de 30% en el tiempo que los escolares pasan en sus establecimientos.

Esta reforma fue justificada en torno a dos motivaciones formales, por un lado se buscaba mejorar los aprendizajes de los alumnos y, por otro, contribuir a la igualdad de oportunidades, ya que la JEC permitiría atender de mejor manera a la población de alto riesgo social y educativo. Según el Ministerio de Educación (MINEDUC) mientras mayor sea el tiempo en las aulas, ambas dimensiones serán impactadas positivamente. En consecuencia, la JEC fue presentada como una medida que favorecería los cambios pedagógicos promovidos por los programas de mejoramiento de la calidad y equidad de la educación.

Según García-Huidobro y Concha (2009), dentro del discurso político que impulsó la aplicación de la JEC fueron tomados en cuenta dos argumentos adicionales a sus, ya mencionadas, motivaciones centrales que podrían considerarse accesorios, pero socialmente importantes. Por un lado este programa permitiría el aumento del espacio social, recreativo, cultural, dada la fuerte inversión en infraestructura requerida para su funcionamiento, también era propuesto que dichos espacios podrían quedar liberadas para la comunidad después del horario de clases. La segunda justificación tiene que ver con la Participación Laboral Femenina, al incrementar el tiempo en que los niños y jóvenes pasan bajo supervisión adulta la extensión de jornada podría contribuir al trabajo femenino, el cual se presentaba como una necesidad incipiente en los sectores más desposeídos<sup>85</sup>.

#### 1.2.1.2.2. Implementación de la JEC

En 1997 fue dictada la ley N° 19.352 mediante la cual se dio inicio a la aplicación de la Jornada Escolar Completa (JEC). Así, tal y como lo muestra la tabla 1.5, en el año inicial

---

<sup>82</sup>Según el *Glosario de términos educacionales del Ministerio de Educación*, en Chile es posible encontrar tres tipos de colegios: municipales (administrados por municipalidades o corporaciones municipales), particulares subvencionados (dirigidos por entidades privadas con o sin fines de lucro), y particulares no subvencionados (similar a los subvencionados). De los cuales, los dos primeros reciben financiamiento público. Más información disponible en: [http://wwwapps.MINEDUC.cl/comunidadescolar/recursos/glos\\_term.html](http://wwwapps.MINEDUC.cl/comunidadescolar/recursos/glos_term.html).

<sup>83</sup>Una hora pedagógica corresponde a 45 minutos cronológicos.

<sup>84</sup>Cabe destacar que en el sistema educacional chileno, los grados entre el primero y el octavo pertenecen a la enseñanza básica y los restantes a la enseñanza media.

<sup>85</sup>En 2009, según datos de la encuesta CASEN, la Participación Laboral Femenina fue de 25,5% para el primer quintil de ingreso mientras que para el quintil de mayor ingreso fue de 58,67%.

un 64,37% de los colegios se incorporaron a JEC significando que un 57,77% de la matrícula escolar del país estaba bajo régimen de jornada completa. En 2009, la cantidad de colegios que han extendido su jornada alcanzó un 72,92%, mientras que un 62,81% de los alumnos del país estuvieron bajo la Jornada Escolar Completa, representado un crecimiento de 8,55 y 5,04 puntos porcentuales.

**Tabla 1.5** – Implementación de la JEC entre 1997 y 2009

Año	N° de colegios		Matrícula escolar		% de implementación	
	Total	JEC	Total	JEC	Colegios	Matrícula
1997	9.270	5.967	3.217.434	1.858.701	64,37%	57,77%
1998	9.476	6.044	3.252.073	1.882.840	63,78%	57,90%
1999	9.500	6.114	3.342.121	1.945.045	64,36%	58,20%
2000	9.393	6.144	3.418.016	1.999.419	65,41%	58,50%
2001	9.485	6.260	3.468.690	2.041.011	66,00%	58,84%
2002	9.495	6.330	3.512.422	2.077.070	66,67%	59,13%
2003	9.617	6.496	3.533.352	2.109.505	67,55%	59,70%
2004	9.622	6.582	3.535.667	2.126.929	68,41%	60,16%
2005	9.680	6.710	3.539.998	2.137.966	69,32%	60,39%
2006	9.631	6.795	3.516.545	2.146.616	70,55%	61,04%
2007	9.601	6.861	3.470.887	2.133.975	71,46%	61,48%
2008	9.584	6.928	3.419.161	2.121.077	72,29%	62,04%
2009	9.614	7.011	3.305.345	2.076.172	72,92%	62,81%

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Es observable una gradualidad en la implementación de la JEC. Esto se explica dado que, para aumentar la permanencia de los alumnos en el establecimiento en la cantidad de horas exigidas por el programa, aquellos colegios que funcionaban con dos turnos de media jornada debían ahora tener a todos esos alumnos, simultáneamente en una sola jornada completa diurna. Así, la mayoría de las veces el colegio debía tener la capacidad de contener el doble de alumnos a la vez, entonces las restricciones asociadas a la infraestructura y financiamiento necesarias, ocasionó que la incorporación de los colegios a JEC no fuera ni instantánea ni homogénea.

Para poder implementar la JEC, un establecimiento educacional debe incurrir en costos operativos y de infraestructura. Los primeros son financiados mediante un aumento de 30% en la subvención escolar, este aporte se recibe una vez que el Ministerio de Educación (MINEDUC) aprueba la implementación del colegio en la JEC.

Los costos de infraestructura son financiados en su mayor parte por un subsidio estatal denominado Aporte de Capital<sup>86</sup>, el cual es asignado a los colegios a través de un proceso competitivo de postulación. Estos recursos son transferidos por el MINEDUC a los sostenedores de establecimientos educacionales cuya planta física resulte insuficiente para incorporarse al régimen de Jornada Escolar Completa diurna y que se hayan adjudicado dichos recursos mediante concurso público convocado para ese efecto. Para postular a este subsidio, los colegios deben participar del concurso de Aporte de Capital realizado usualmente dos veces al año, en el cual cada establecimiento debe presentar un proyecto, que es evaluado según la vulnerabilidad socioeconómica del colegio y el monto del aporte solicitado por cada alumno que se incorporará JEC. Cada componente recibe un puntaje, y aquellos proyectos con los

<sup>86</sup>Para mayor información, ver: [http://www.MINEDUC.cl/index.php?id\\_portal=42#](http://www.MINEDUC.cl/index.php?id_portal=42#).



puntajes totales más altos son elegidos. Así, los recursos disponibles son distribuidos en base a dos criterios, por un lado son preferidas escuelas con bajos costos y, por otro, aquellas que con infraestructura deficiente o ubicadas en áreas vulnerables.

Esto generó que los primeros en incorporarse al programa fueran aquellos para los cuales la implementación no requería grandes inversiones, por ejemplo aquellos colegios rurales que solo tenían una media jornada en funcionamiento. Además, en zonas donde la densidad poblacional es mayor, como en grandes ciudades como Santiago, Concepción, Talcahuano y Valparaíso la implementación ha sido especialmente lenta dada la escasez de terrenos, ya que se requiere construcción en altura o expropiaciones para alcanzar la capacidad necesaria para incorporarse a JEC.

Actualmente, todo aquello referente a la JEC está normado en la Ley N° 19.979, de 2004. En esta ley son definidos los plazos máximos para que los diversos establecimientos educacionales del país se incorporen al programa, los cuales fueron extendidos desde lo que establecía la ley JEC original. Así, los establecimientos educacionales municipales y particulares subvencionados que atiendan alumnos vulnerables socioeconómicamente y los técnico-profesionales deben funcionar con JEC a partir de 2007, mientras que el resto tiene como plazo máximo para incorporarse el año 2010. Finalmente, los nuevos establecimientos subvencionados están obligados a incorporar el sistema desde el año 2005.

#### **1.2.1.2.3. Efectos de la extensión de la jornada escolar**

La Jornada Escolar Completa ha sido una política pública de largo aliento, actualmente lleva un total de catorce años desde el inicio de su implementación. En ese sentido, han aparecido una gran cantidad de estudios sobre sus efectos tanto a nivel educativo, como en otros aspectos de la sociedad chilena. Así, a continuación se mencionaran algunos estudios de los efectos educacionales de la JEC y, también, sus efectos en otras variables socialmente importantes.

Tal y como se revisó anteriormente, la JEC fue creada bajo la hipótesis de que el tiempo que pasan los estudiantes en el colegio afecta positivamente al aprendizaje, trayendo consigo equidad e igualdad de oportunidades en la educación. Así, existen varios trabajos que estudian el impacto de la extensión de la jornada escolar en los resultados académicos de los estudiantes.

La Dirección de Estudios Sociológicos (DESUC) de la Pontificia Universidad Católica de Chile ha realizado dos evaluaciones comprensivas de la JEC, una en 2001 y otra en 2005. Estas evaluaciones analizan este programa en múltiples puntos de vista, destacando una descripción de los efectos de la JEC de acuerdo a la percepción de los actores que han participado en su implementación, disponible en la versión 2005. Así, los autores encuentran tres efectos: primero, ha contribuido al desarrollo de conocimientos y habilidades de los alumnos mejorando la formación valórica, deportiva y el manejo de la tecnología y computación. En segundo lugar, en relación al establecimiento en sí, ha permitido el aprovechamiento de la infraestructura, el equipamiento y recursos y también ha contribuido a incrementar la calidad del trabajo en equipo y las prácticas pedagógicas docentes. Finalmente, con respecto al alumno y su familia, la JEC ha contribuido a la disminución del tiempo en que los niños están solos en su casa o en la calle; en el aumento de posibilidades que el apoderado trabaje y en la disminución del

tiempo destinado a ver TV. Los autores mencionan que, la percepción de efectos positivos de la JEC, para todos los actores, es superior en la enseñanza básica. Con respecto a este último punto, los autores añaden algunos efectos específicos de la JEC sobre la economía familiar, los padres de los alumnos en JEC destacan la posibilidad de que la madre pueda trabajar remuneradamente (44% de menciones), el ahorro del costo de almuerzo de sus hijos (37%) y la posibilidad de evitar el costo de dejar el cuidado de los niños con terceros (35,7%).

Ya en el terreno de evaluaciones empíricas de los efectos educativos de la JEC, aparece el trabajo de Valenzuela (2005)<sup>87</sup>, quien analiza el impacto de este programa sobre los puntajes SIMCE<sup>88</sup> obtenidos por estudiantes de cuarto básico. Usando diferentes especificaciones y controlado por condición socioeconómica y tendencias en los puntajes, encontró un efecto positivo, significativo y robusto sobre resultados escolares en el corto plazo, los cuales están fuertemente diferenciados por tipo de colegio y prueba. Específicamente, estima que el mejoramiento en las pruebas de lenguaje y matemáticas para los particulares subvencionados es de 8 y 5 puntos, mientras que los establecimientos municipales experimentan una mejoría de 3 puntos en la prueba de lenguaje y nulos en matemática, demostrando que el objetivo con respecto a los resultados académicos de la JEC ha sido cumplido parcialmente.

García (2006)<sup>89</sup> también evalúa el impacto de la JEC en los puntajes SIMCE, utilizando las pruebas de 1999 y 2002, encontrando un efecto significativo y positivo. Al igual que Valenzuela, García encuentra que hay un mayor impacto sobre colegios subvencionados que municipales y también son mayores en la prueba de lenguaje que sobre la de matemáticas, en general encuentra que la JEC tiene un impacto significativo en términos globales de 2,2 y 4,7 puntos en las pruebas de matemática y lenguaje, respectivamente.

Aun dada esta evidencia, la JEC ha sido criticada por sus pocos efectos en la calidad de la educación. Los trabajos realizados por el Observatorio Chileno de Políticas educativas<sup>90</sup> y Arzola (2009)<sup>91</sup>, del instituto Libertad y Desarrollo, critican la desproporcionalidad entre la envergadura de los recursos invertidos y lo modesto de los resultados obtenidos.

Adicionales a los estudios sobre el impacto educacional de la JEC, varios investigadores han analizado potenciales efectos sobre otras variables, de carácter social, como el comportamiento de los jóvenes y las opciones laborales de las madres.

Ávalos (2009)<sup>92</sup> analiza la determinación del efecto de la ampliación de la jornada escolar

<sup>87</sup>J.P. Valenzuela, “Partial Evaluation of a Big Reform in the Chilean Educational System: From a Half Day to a Full Day Schooling”, **University of Michigan**, PhD thesis, (2005).

<sup>88</sup>Sistema Nacional de Evaluación de resultados de aprendizaje del Ministerio de Educación de Chile, en un conjunto de pruebas que busca contribuir al mejoramiento de la calidad y equidad de la educación, informando sobre el desempeño de los estudiantes en diferentes subsectores del currículum nacional, y relacionándolos con el contexto escolar y social en el que ellos aprenden. Más información disponible en: [http://www.simce.cl/index.php?id=288&no\\_cache=1](http://www.simce.cl/index.php?id=288&no_cache=1).

<sup>89</sup>A. García, **Evaluación del Impacto de la Jornada Escolar Completa**, Agosto de 2006, [http://www.sprydoc.com/document/www.simce.cl+garcia\\_alva2.pdf](http://www.sprydoc.com/document/www.simce.cl+garcia_alva2.pdf).

<sup>90</sup>Véase, [http://www.opecch.cl/inv/documentos\\_trabajo/JEC.pdf](http://www.opecch.cl/inv/documentos_trabajo/JEC.pdf).

<sup>91</sup>M. Arzola, “Impacto de la Jornada Escolar Completa en la Evolución del SIMCE”, **Instituto Libertad y Desarrollo**, Documento de Trabajo, N°132, (Abril, 2009).

<sup>92</sup>S. Ávalos, “Estudio de los determinantes de la maternidad adolescente, y del impacto de la Jornada Escolar Completa sobre la maternidad adolescente en Chile, entre los años 1990 y 2006”, **Pontificia Universidad Católica de Valparaíso**, Tesis de Grado, (2008).

sobre embarazo adolescente, entre 1990 y 2006. Entre sus resultados encuentra que si la tasa comunal de matrícula en JEC se duplica, la probabilidad de una joven sea madre es reducida en 15% .

En la misma línea, Berthelon y Kruger (2010)<sup>93</sup> estudiaron el efecto del ratio comunal de colegios incorporados a la JEC en enseñanza media. Así al incrementarse el tiempo que los jóvenes pasan en el colegio, disminuye las oportunidades de que estos se involucren en comportamientos riesgosos como sexo irresponsable y crimen. Ellos encontraron que existe un efecto significativo en la JEC como reductor de ambas tasas. Con respecto al embarazo adolescente, sus resultados indican que un aumento de 20% del acceso a la JEC reduce el embarazo adolescente en aproximadamente 3%, revelando que esta reforma puede ser responsable de un octavo de la caída en las tasas de embarazo adolescente desde el inicio de su implementación. También encuentran que dicho efecto es mayor en las mujeres pobres<sup>94</sup>, alcanzando un 5,4%. En relación al impacto en las tasas de criminalidad, un incremento de 20% en la cobertura de la JEC reduce la tasa total de crimen juvenil en un 19%.

Finalmente, tal y como fue revisado anteriormente<sup>95</sup>, los trabajos de Contreras, Sepúlveda y Cabrera (2010) y Hernando (2009) analizan los efectos de la JEC en la Participación Laboral Femenina, encontrando ambos efectos positivos y significantes.

### 1.2.2. Problema de Investigación

El mercado laboral chileno ha tenido, durante su historia, niveles de participación femenina que han sido particularmente bajos tanto para estándares de la OECD, como de otros países de la región Latinoamericana. Sin embargo, durante los últimos 20 años, estos han tenido un explosivo aumento en más de 12%, llegando a un 42% de participación laboral en el año 2009. A pesar de esto, este nivel sigue siendo relativamente bajo en comparación a los hombres, con los cuales existe una brecha de participación de aproximadamente 30 puntos porcentuales .

En la teoría económica, la decisión de trabajar está asociada a como una persona distribuye su tiempo entre trabajo y ocio<sup>96</sup>. Por factores culturales, en países en desarrollo, como Chile, la supervisión, crianza de los hijos y mantención del hogar son ocupaciones tradicionalmente femeninas (Berlinski y Galiani, 2007), en este sentido, el cuidado de los niños es una de las principales razones de no búsqueda de empleo que esgrimen las mujeres.

Teóricamente, la decisión de trabajar o no es tomada por la mujer en relación a su salario de reserva, considerando factores que son observables (por ejemplo, ingreso del hogar, edad hijos, nivel de estudios, etc.) y otros que no son observables (preferencias por cuidado infantil, personalidad, entre otros). De esta forma, es pertinente preguntarse como una política pública

---

<sup>93</sup>M. Berthelon y D. Kruger, "Risky behavior among youth: Incapacitation effects of school on adolescent motherhood and crime in Chile", *Journal of Public Economics*, N° 95, (2011), pp. 41-53.

<sup>94</sup>Bajo la clasificación de CASEN.

<sup>95</sup>Ambos trabajos son descritos en mayor profundidad en pp. 20-22.

<sup>96</sup> El Marco Teórico es desarrollado en el Capítulo 2. Infra, pp. 32-55.

que permite disminuir el tiempo necesario para el cuidado de los hijos afecta, efectivamente, la Participación Laboral Femenina.

La Jornada Escolar Completa (JEC) se inició en Chile el año 1997, ampliando en 30% la cantidad de horas que niños entre 6 y 18 años pasan en el colegio. Debido a restricciones en su implementación, esta fue llevada a cabo de manera gradual a ritmos distintos en diferentes comunas del país, lo que permite ser usado como estrategia de identificación.

En definitiva, esta investigación plantea la siguiente interrogante: ¿si aumentan las horas que los niños pasan en las instituciones educativas, incrementarán las posibilidades de sus madres de participar en el mercado laboral?, de esta manera se busca identificar los efectos incrementales en la Participación Laboral Femenina, a consecuencia de la ampliación del cuidado infantil estudiado a través del efecto de la implementación de la política pública de Jornada Escolar Completa a nivel básico en Chile, entre los años 2002 y 2009.

Las preguntas que se buscan responder son las siguientes; ¿Cuál es el efecto de incrementar la jornada escolar en la participación femenina? ¿Es dicho efecto significativo? ¿Cómo se comparan los resultados obtenidos con los hallazgos de la literatura previa?.

Para esto, son realizados tres pasos en esta investigación, en primer lugar describir la oferta laboral femenina en Chile para el periodo relevante, luego describir la implementación de la Jornada Escolar Completa (JEC) a nivel básico para dicho periodo y finalmente analizar el efecto en la Participación Laboral Femenina para dicho periodo.

Hasta ahora en la literatura el efecto de la ampliación del cuidado infantil a través de la implementación de la JEC en la Participación Laboral Femenina ha sido abordado mediante la medición de indicadores observables del salario de reserva de la mujer. Es aquí donde esta investigación se diferencia de sus predecesoras, intentando aislar el efecto de factores inobservables en dicha participación, utilizando un panel elaborado con datos de la Encuesta de Protección Social (EPS). A partir de este, será posible tener la información laboral de la misma persona para cada año del periodo de la investigación, desde 2002 hasta 2009. De esta forma, utilizando un efecto fijo personal podrá ser posible aislar estas características inobservables que se mantienen constantes en una persona, buscando estimar con la mayor certeza la cuantía del efecto de la JEC sobre la Participación Laboral Femenina.

### 1.3. Objetivos

1. Describir la Participación Laboral Femenina en Chile, entre 2002 y 2009.
2. Describir la implementación de la Jornada Escolar Completa en ciclo básico, desde 2002 hasta 2009.
3. Cuantificar el efecto de la implementación de la Jornada Escolar Completa en la Participación Laboral Femenina en Chile y verificar si es estadísticamente significativo, entre 2002 y 2009 .

## 1.4. Hipótesis

1. “Al estar los niños más tiempo en el colegio, el salario de reserva de la mujer debería disminuir, lo que incrementaría la Participación Laboral Femenina”.
2. “El considerar en el estudio la existencia de variables inobservables en la oferta laboral femenina, el efecto de la aplicación de la Jornada Escolar Completa en la enseñanza básica debería aumentar”.

## 1.5. Descripción del Diseño Metodológico

### 1.5.1. Tipo de diseño

El presente trabajo es un estudio de tipo correlacional explicativo, toda vez que pretende atribuir correlaciones y causalidad a las variables planteadas en la hipótesis, como factores explicativos de la Participación Laboral Femenina.

### 1.5.2. Descripción de la población objeto de estudio

El universo de este trabajo está conformado por todas las mujeres residentes en Chile, que estén en edad de trabajar, durante cualquier momento del período entre los años 2002 y 2009.

### 1.5.3. Selección de la muestra

Es utilizada la Encuesta de Protección Social (EPS). Ésta es una encuesta de individuos que actualmente es representativa a nivel nacional<sup>97</sup>. En el presente estudio son utilizadas las rondas de información de los años 2002, 2004, 2006 y 2009, es decir, todas las encuestas disponibles hasta la fecha de elaboración de esta investigación. De la cual es utilizada información referente a la historia laboral, datos individuales, educacionales y de fertilidad de las entrevistadas y de la composición de su hogar.

La muestra contiene un panel de datos elaborados para un total de 7.617 individuos que cumplen con las características de ser mujer y tener entre 18 y 60 años de edad.

Finalmente cabe destacar que el panel elaborado no es balanceado, ya que no se cuenta con la misma cantidad de mediciones en el tiempo para todos los individuos. En particular, para 436 individuos se tiene observaciones en dos momentos del tiempo, para 1.427 mujeres se tienen mediciones en tres momentos del tiempo y para 2.222 el panel está completo para todos los años, con cuatro momentos del tiempo. En total se tienen 24.224 observaciones, de las cuales 5.687 corresponden al año 2002, 6.511 a 2004, 6.468 a 2006 y 5.558 a 2009

Adicionalmente, es utilizado un conjunto de datos que describen la implementación de la JEC, obtenidos a partir de la información de matrículas y subvenciones del Ministerio de Educación (MINEDUC).

---

<sup>97</sup>Inicialmente, en la ronda 2002 solo era representativa de aquellos afiliados al sistema nacional de pensiones al sistema de AFP, pero esta representatividad fue ampliada a nivel nacional en 2004.

## 1.6. Limitaciones del Estudio

Este trabajo tiene potenciales limitaciones, en primer lugar los datos de empleo utilizados son auto reportados por el entrevistado, para cada una de sus ocupaciones, por lo que estos valores podría ser erróneos ya que las personas podrían no recordar su condición o mentir acerca de ésta

También se debe mencionar la posible presencia de un SESGO DE DESERCIÓN (ATTRITION BIAS), dado que hay un grupo personas que forman parte de la muestra inicial y que no vuelven a ser entrevistados. Tal y como describe Miller y Hollist (2007)<sup>98</sup>, la pérdida de individuos puede ocurrir porque estos no son localizables o han muerto en el periodo de respuesta. Este es un problema que impacta la representatividad de la muestra, sobre todo si aquellos que no son re entrevistados se diferencian sistemáticamente de quienes continúan en el estudio. Es más, si la deserción está correlacionada sistemáticamente con la variable de interés, puede llevar a importantes sesgos en los coeficientes estimados. Sin embargo este problema desaparece si la deserción no es sistemática, es decir, no hay características únicas comunes dentro de quienes desertan. Para detectar si este sesgo está presente, es posible conducir un análisis de regresión logística, generando una variable dicotómica que representa a quienes se quedaron en la muestra, entonces se prueba si la probabilidad de permanecer en la muestra está afectada significativamente por alguna de las variables de interés del estudio. Para los datos de este estudio, tal y como lo muestra el Anexo N°2 <sup>99</sup>, hay un conjunto de variables que diferencian significativamente a quienes están en la muestra, un año adicional de educación reduce la probabilidad de estar en la muestra en un 0,05%, la presencia de un hijo adicional en enseñanza media aumenta la probabilidad de estar en la muestra en un 0,22%, la presencia de una mujer adulta adicional en el hogar disminuye la probabilidad de estar en la muestra en un 0,22%, que la mujer entrevistada tenga pareja reduce su probabilidad de estar en la muestra en un 0,28%, un año más de edad aumenta la probabilidad de estar en la muestra en un 0,10% y, finalmente, ser entrevistado en una ronda posterior incrementa la probabilidad de estar en la muestra en un 1,22%. En definitiva si bien, existen variables que diferencian a aquellos que abandonar la muestra, la más importante es sin duda el año en el que fueron entrevistados. Como es observable en la muestra la tabla 1.6, más del 90% de las observaciones pérdidas fueron para personas que sólo se les pudo entrevistar una vez, en el año 2002 o 2004.

**Tabla 1.6** – Personas que dejaron la muestra, por año

Año	Frecuencia	Porcentaje	Acumulado
2002	380	64,19%	64,19%
2004	159	26,86%	91,05%
2006	28	4,73%	95,78%
2009	25	4,22%	100%

*Fuente:* Elaboración propia

<sup>98</sup>R. Miller y Cody. Hollist, Attrition Bias, **Encyclopedia of Measurement and Statistics**, Thousand Oaks: Sage Reference, EE.UU. Vol. 1, 2007, pp. 57-60.

<sup>99</sup>Infra, p. 109.

En definitiva hay ciertas características que sistemáticamente diferencian ambos grupos, pero la magnitud de dichas diferencias es pequeña, a su vez, la cantidad de observaciones perdidas representa menos 3% del total de la muestra, por lo que la autora cree que este problema es menor.

Finalmente, las dos principales limitaciones de este estudio tienen que ver con la medida de disponibilidad de Jornada Escolar Completa en la comuna.

En primer lugar, esta medida tiene que contar con una característica clave, tener la suficiente variabilidad tal que sea posible identificar algún efecto, esto ocurre porque los datos disponibles de empleo del panel no son desde que se inicia su implementación donde la variación de JEC es mayor, sino que desde el año 2002. Esto podría generar que los coeficientes sean insignificantes ya que el panel no cuenta con la capacidad de identificar ninguna diferencia

Por otro lado es necesario que no exista simultaneidad entre la medida de JEC y la decisión de trabajar. Este problema es especialmente delicado ya que podría ser fuente de endogeneidad en las estimaciones. En la literatura se han utilizado tres medidas para la posibilidad de acceder a la jornada extendida, Hernando (2009) utiliza una variable dicotómica que representa si el hijo de la mujer está matriculado en un colegio JEC. Esta aproximación es endógena, ya que es la misma mujer quien decide si envía a su hijo a un colegio JEC y, a la vez, decide si oferta su empleo en el mercado. Para evitar esta endogeneidad en el resto de los trabajos se ha recurrido ratios comunales de JEC, que representan la oferta de instituciones con jornada extendida en una comuna en particular. En este sentido, es posible comparar dos medidas alternativas de la oferta de colegios JEC, por un lado está el ratio comunal de matrícula y, por otro, la proporción de colegios que se han incorporado al programa. Así, la matrícula también tiene potencialidad de simultaneidad, ya que es la familia es quien decide en que colegio pone a su hijo, por lo que podría ser que una mujer al decidir trabajar prefiera llevar a su hijo a un establecimiento JEC siendo ambas variables determinadas simultáneamente. Por otro lado, la decisión de que un colegio se incorpore o no a JEC es tomada por el sostenedor o administrador del establecimiento, por lo que es tomada independientemente de si la mujer decide o no tomar parte del mercado laboral, en ese sentido la posible endogeneidad es reducida completamente al seleccionar esta última como medida de la implementación del programa.

Ligado a esto último, una limitación adicional es que se operará bajo el supuesto de que los niños van al colegio en la comuna de residencia, por lo que el ratio comunal de implementación de JEC sería una medida adecuada de la oferta o disponibilidad de colegios JEC para la mujer. En todo caso, en la literatura referente a la forma en la que los padres eligen un establecimiento escolar para sus hijos, ha sido encontrado en varios trabajos, por ejemplo Gallegos y Hernando (2009)<sup>100</sup> y Chumacero et. al (2010)<sup>101</sup>, que el principal determinante en dicha la elección es la distancia al establecimiento, por lo que este supuesto no debiera generar mayor impedimentos en las estimaciones.

---

<sup>100</sup>F. Gallego y A. Hernando, “School Choice In Chile: Looking At The Demand Side”, **Instituto De Economía, Pontificia Universidad Católica De Chile**, Documento de Trabajo, N° 356, (2009).

<sup>101</sup>R. Chumacero, F. Meneses, R. Paredes y S. Urzúa, “Distance to School and Competition in the Chilean Schooling”, Documento en Elaboración, (2010)

# Capítulo 2

## Marco Teórico

A continuación es presentado el marco teórico sobre el cual se construye esta investigación. Este capítulo se divide en dos secciones, en la primera se aborda la literatura teórica sobre la PLF, partiendo desde los modelos generales sobre oferta de trabajo hasta llegar a el caso específico femenino, para luego revisar una teoría reciente que relaciona cuidado infantil en el contexto escolar y participación laboral de la mujer. La segunda sección de este capítulo se refiere a la teoría econométrica que sustenta este estudio revisando primero de forma general, los modelos a utilizar cuando la variable dependiente es cualitativa, para seguir con la teoría sobre el uso de experimentos naturales en economía y, finalmente, presentar los modelos para tratar datos de carácter longitudinal.

### 2.1. Literatura Teórica de la Oferta Laboral Femenina

#### 2.1.1. La Oferta de Trabajo

Las decisiones asociadas a la oferta de trabajo pueden ser divididas en dos categorías: la decisión sobre participar o no en la fuerza laboral y, si se decide participar, cuantas horas de trabajo ofrecer.

Acorde a lo recopilado por Pencavel (1986)<sup>1</sup> la decisión de una persona sobre participar o no en el mercado laboral es, finalmente, una decisión de como desea distribuir su tiempo. Según este autor, el modelo que guía la mayoría de los análisis de los determinantes de la oferta laboral deriva directamente del párrafo 11 del apéndice matemático de Hicks (1946)<sup>2</sup>, este es el llamado **MODELO CANÓNICO** o **MODELO NEOCLÁSICO DE LA OFERTA LABORAL**. En esta caracterización, la oferta laboral es derivada de un modelo general de elección del consumidor<sup>3</sup> donde existe una disponibilidad fija de un commodity, del cual una parte es vendida en el mercado y la otra se reserva para consumo propio. Dicho commodity consiste de un bloque de tiempo,  $T$ , que en general se divide entre horas dedicadas al ocio ( $L$ ) y horas

---

<sup>1</sup>J. Pencavel, "Labor supply of men: a survey", **Handbook of labor economics 1**, Elsevier, North-Holland, EE.UU., Vol. 1, (1986), pp. 3-102.

<sup>2</sup>J. Hicks, **Value and capital: An inquiry into some fundamental principles of economic theory**, Oxford University Press, EE.UU., 1946.

<sup>3</sup>Cfr. R.H. Frank y L. Toharia, **Microeconomía y conducta**, McGraw-Hill, 2005.



dedicadas al trabajo (H) de la siguiente forma :

$$T=H + L \tag{2.1}$$

Acorde a lo descrito por Benjamin, et. al. (2000)<sup>4</sup>, en este modelo se entiende como horas de ocio todas aquellas en las cuales no se trabaja remuneradamente, reuniendo de esta forma actividades puras de ocio (como vacaciones, televisión, etc.), producción hogareña (como jardinería, cuidado del hogar y cuidado de los hijos), actividades educacionales y tiempo personal (como dormir y aseo); por otro lado, es entendido como tiempo de trabajo todo aquel dedicado a la ejecución de actividades remuneradas.

Cabe destacar que en este modelo se supone que solo existen esos usos del tiempo y que cada persona selecciona la combinación de horas que dedicará a cada una de estas actividades, tal que le permita maximizar su nivel de satisfacción. Así, para personas que están trabajando el costo de oportunidad<sup>5</sup> de una hora adicional de ocio es el salario por hora que deja de recibir. Un individuo elegirá no trabajar si el valor asignado al tiempo de ocio es mayor que el salario de mercado.

Tal y como lo describe Ehrenberg et. al. (2000)<sup>6</sup> en esta teoría, la persona decide entre dos bienes de naturaleza distinta, por una lado bienes y servicios materiales<sup>7</sup> que son comprados con los ingresos generados por el trabajo y tiempo de ocio, que en sí mismo es también un bien. Por ende, la demanda de reserva por horas de ocio (L) consiste de aquellas horas restantes tras las ventas de horas de trabajo en el mercado. En este modelo canónico, es supuesto que no hay decisiones de ahorro, es decir, todas las horas se “reparten” entre ocio y trabajo, y el individuo cuenta con información completa respecto a todos los valores de las variables relevantes y parámetros involucrados. Entonces, si una persona debe decidir entre dos bienes, siguiendo la idea de la teoría del consumidor, decidirá aquella combinación de bienes que le permite maximizar su bienestar dados los recursos con los que cuenta. Específicamente, tal y como menciona Pencavel (1986), un individuo con características personales  $A$  (como edad, raza, entre otros) posee una función de utilidad bien comportada (continua, cuasi-cóncava y con valores reales) sobre su consumo de commodities,  $Y$  (el bien compuesto) y sus horas de ocio:

$$U = f(Y, L; A, e) \tag{2.2}$$

Donde  $e$  representan las preferencias individuales, otras habilidades, o cualquier otro factor que, a diferencia de los componentes del parámetro  $A$ , es esencialmente inobservable para el investigador. Acorde a este autor, la existencia de este parámetro  $e$  es especialmente

<sup>4</sup>D. Benjamin, M. Gunderson, T. Lemieux y W. Riddell, **Labour Market Economics: Theory, Evidence and Policy in Canada**, McGraw-Hill Ryerson Limited, Canada, 2007.

<sup>5</sup>Costo de oportunidad corresponde lo que se deja de percibir al tomar una decisión, el valor de la segunda mejor opción.

Cfr. N.G. Mankiw, **Principios de economía**, Thomson, Cuarta Edición, 2007.

<sup>6</sup>G. Ehrenberg Ronald y S. Smith Robert, **Modern labor economics: Theory and public policy**, Addison-Wesley, 2000.

<sup>7</sup>Que según es propuesto por Hicks (1946), es el bien compuesto que es la suma de todos los bienes posibles multiplicados por su precio o un índice de su precio, por lo que también puede ser considerado como el poder adquisitivo de una persona.

coherente con los descubrimientos de la literatura empírica, donde ha sido reportado que una parte significativa de la variación en las horas de trabajo entre individuos no es identificada por variables observadas por el economista, de esta forma la presencia de  $e$  en la función de utilidad permite a los individuos diferenciarse en formas que no son observadas por el investigador. De esta forma, siguiendo la lógica del modelo de elección del consumidor, los individuos intentan maximizar la función de utilidad descrita por la ecuación (2.2), sujeta a dos restricciones: por un lado, la restricción de tiempo que describimos anteriormente en la ecuación (2.1) y una restricción de ingreso

$$wH + X = pY \quad (2.3)$$

En esta ecuación  $w$  representa el salario por hora de trabajo,  $H$  las horas dedicadas a actividades remuneradas,  $p$  un índice de los precios de los bienes disponibles y  $X$  representa los ingresos no laborales, es decir aquel que el individuo recibe independiente de las horas trabajadas. Ambas restricciones pueden ser combinadas algebraicamente en (4), la llamada Full Income Constraint (o restricción de ingreso completo, en español).

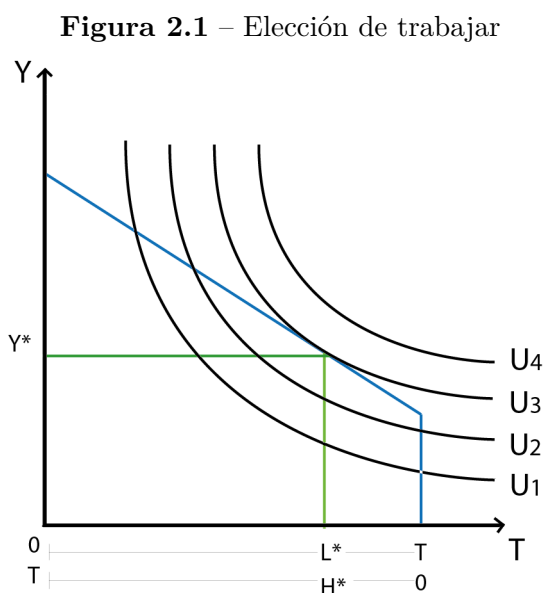
$$wT + X = pY + wL \quad (2.4)$$

La ecuación (2.4) representa el máximo potencial de ingreso de una persona (su salario multiplicado por el tiempo total disponible ( $wT$ ) y los ingresos que recibe independientes de su trabajo ( $X$ ) el cual es igualado al gasto de ese potencial de ingresos entre bienes y servicios ( $pY$ ) y al costo implícito del tiempo de ocio ( $wL$ ). Una forma alternativa de expresar la ecuación (2.4) está dada por:

$$Y = -(w/p)L + (w/p)T + X/p \quad (2.5)$$

la cual describe la relación que existe entre horas de ocio y el ingreso real.

Finalmente, tal y como muestra en la figura 2.1, la utilidad es maximizada en el punto en el que existe tangencia entre una curva de indiferencia (2.2) y la restricción presupuestaria (2.5). Este punto muestra la combinación óptima de ingreso y horas de ocio (o horas de trabajo).

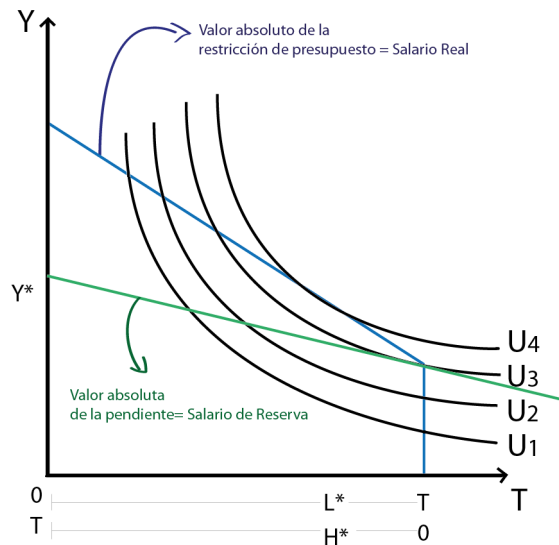


*Fuente:* Elaboración propia, basado en Benjamin et. al. (2000).

Bajo esta teoría la decisión de participar o no del mercado laboral se realiza en el extremo, entre asignar o no alguna hora al trabajo (es decir, el punto en el que  $H = 0$ ). En este punto, el valor absoluto de la pendiente de la curva de indiferencia donde las horas de trabajo son iguales a cero, es denominado el SALARIO DE RESERVA el cual expresa en términos reales aquel salario que determina la entrada o salida del mercado laboral.

De esta manera, tal y como es mostrado en la figura 2.2, si el salario real en el mercado es mayor que el salario de reserva, el individuo elegirá trabajar, participando del mercado laboral.

**Figura 2.2** – Relación entre Salario de Reserva y Salario de Mercado



Fuente: Elaboración propia, basado en Benjamin et. al. (2000).

En definitiva, la teoría predice que la decisión de ofrecer o no horas de trabajo en el mercado, es decir participar de éste, estará determinado por la relación entre el salario real de mercado, aquellos ingresos no laborales recibidos y el salario de reserva del individuo, siendo este salario de reserva definido por los parámetros  $A$  y  $e$ , es decir, las características observables e inobservables de dicho individuo.

Finalmente, cabe destacar que este modelo Neoclásico, o también llamado Canónico de la Oferta Laboral es, como lo indica su nombre, esencialmente un modelamiento de la oferta, por lo que el salario de mercado es considerado como una variable exógena.

Cabe mencionar que adicionales a éste, existen modelos de carácter dinámico llamados LIFE CYCLE (o de ciclo de vida), los cuales son analizados más de un periodo de tiempo. En estos modelos, acorde a Pencavel (1986), se obtiene como las decisiones de consumo y empleo son realizadas en cada momento del tiempo con respecto a los precios y salarios presentes en todos los periodos. De esta forma, en general, la utilidad individual es definida por el consumo y horas trabajadas a lo largo de la vida y, de manera similar, la restricción de presupuesto incorpora ingresos y egresos de diferentes periodos, adicionando la posibilidad de distribuirles a través de decisiones de ahorro y préstamo. A diferencia del modelo estático, los ingresos e intereses concepto de ahorros pasados son determinados endógenamente. Este modelo es útil para entender decisiones sobre ingreso a la fuerza laboral y salida de ésta, a través de la jubilación, por lo que no responde directamente a la pregunta planteada por esta investigación.

### 2.1.2. Modelos Específicos de la Oferta Laboral Femenina

En la sección anterior fue descrito el modelo neoclásico de la oferta laboral en general, sin distinguir al sujeto sobre el cual dicha abstracción es aplicada. En contraste, a continuación se revisan modelos específicos que permitan entender la oferta laboral de la mujer. En primer lugar es revisado el modelo neoclásico desde la perspectiva de la participación femenina, denotando sus limitaciones y fortalezas, seguido a esto son descritos modelos alternativos que enfrentan directamente esas limitaciones, como el modelo de producción hogareña, de normas sociales y dinámico neoclásico, para concluir con una elaboración acerca del conjunto de variables que afectarían, desde un punto de vista teórico, a la participación laboral femenina, con especial atención a su rol como cuidadora del hogar y de sus hijos.

El modelo tradicional de oferta laboral neoclásica explica como las personas distribuyen su tiempo, considerando dos posibles usos alternativos; ocio y trabajo. De esta manera es posible, a través de dicho modelo, predecir si un individuo participará en la fuerza laboral y también definir cuantas horas de trabajo serán ofrecidas en el mercado. Con respecto a la participación, establece que una persona no trabajará a menos que el salario potencial ofrecido en el mercado, sea superior al menor salario por hora al que dicha persona está dispuesta a ofrecer su primera hora de trabajo, es decir, a su salario de reserva. En este sentido, la teoría anticipa que si dos individuos, se enfrentan al mismo salario potencial en el mercado, aquel con mayor salario de reserva tendrá menor probabilidad de entrar a la fuerza laboral. De esta manera, este modelo permite llegar a conclusiones concretas sobre el rol de los hijos y su cuidado en la participación laboral femenina, aún cuando no les incorpora directamente. Al comparar dos mujeres, una con y otra sin hijos, aquella con niños usualmente tendrá un mayor salario de reserva, ya que los costos monetarios del cuidado infantil y el valor del tiempo de traslado asociado a dicho cuidado, incrementan el costo de trabajar. (Ehrenberg y Smith, 2000). Si bien, este modelo permite una primera aproximación al entendimiento del efecto de la presencia de los hijos y su cuidado en la participación laboral femenina, ésta no es completa pues no les incorpora directamente.

Una de las principales críticas a este modelo, como menciona Van der Stoep (2008)<sup>8</sup>, es que no describe detalladamente las diferentes formas en las que el tiempo no trabajado es utilizado agrupando actividades de diversa naturaleza bajo el nombre de “ocio”. Tal y como explica Cahuc and Zylberberg (2004)<sup>9</sup>, El tiempo no vendido en el mercado tal y como fue descrito anteriormente<sup>10</sup>, incluye variadas actividades, pero todas estas pueden ser agrupadas en torno aquellas que se asocian al consumo o a la producción en el hogar. Este último, también llamado trabajo no remunerado, pues por un lado requiere de energía y esfuerzo para su realización y, por otro, satisface el criterio de la tercera persona, es decir es posible pagarle a un tercero por realizar dichas actividades (Gronau y Hamermesh, 2001<sup>11</sup>).

Es aquí donde falla el Modelo Neoclásico de la Oferta Laboral, ya que al reunir bajo

---

<sup>8</sup>G. Stoep, “Identifying motherhood and its effect on female labour force participation in South Africa: an analysis of survey data”, **University of KwaZulu-Natal**, Durban, PhD thesis, (2008).

<sup>9</sup>P. Cahuc y A. Zylberberg, **Labor economics**, MIT Press, EE.UU., 2004.

<sup>10</sup>Supra, p.35.

<sup>11</sup>R. Gronau y D. Hamermesh, “The demand for variety: a household production perspective”, **National Bureau of Economic Research**, (2001).

el concepto de ocio indistintamente el tiempo dedicado a las actividades de producción y consumo hogareño, se asume que existe una similar capacidad de sustituir entre producción hogareña, consumo hogareño y trabajo remunerado. En realidad, ocio puro y trabajo no son tan sustituibles entre ellos como sí lo son producción hogareña y trabajo de mercado. Acorde a Casale (2003)<sup>12</sup>, la producción hogareña puede reducirse tanto mediante la contratación de servicio doméstico, la compra de comidas preparadas o a la adquisición de tecnologías que permitan ahorrar trabajo (como por ejemplo, lavadora o lavavajilla). Cabe destacar que la otra principal crítica realizada al modelo neoclásico es que supone que la decisión de distribuir el tiempo es realizada por individuos independiente del contexto particular de su hogar y de las decisiones de otros miembros de éste.

Un marco teórico que permite enfrentar estas limitantes y analizar en mayor detalle la oferta laboral femenina lo ofrece Becker (1965)<sup>13</sup> a través del modelo de producción hogareña. Tal y como el autor describe, en el “corazón de esta teoría está el supuesto de que los hogares son unidades tanto de consumo, como de producción”<sup>14</sup> reconociendo explícitamente que, las mujeres no sólo elijen cuanto tiempo destinar para trabajar en el mercado y al ocio, como en el modelo básico de oferta laboral neoclásico descrito<sup>15</sup>, sino que también deben elegir cuantas horas destinarán a la producción hogareña. Bajo esta teoría, el trabajo del hogar involucra actividades que pueden estar relacionadas tanto a la mantención del hogar, así como al cuidado de los niños. Es en este sentido que la tensión entre trabajo remunerado y cuidado infantil surge desde el momento en el que la mujer decide tener hijos. La teoría expresa que, ella decidirá trabajar una hora adicional en el mercado solamente si los recursos adicionales generados permiten compensar tanto la producción hogareña no desempeñada, como también, la reducción en ocio puro.

Finalmente, es destacable que para Becker (1965), las tareas domésticas se consideran en general, una mejor alternativa para las mujeres que para los hombres. La justificación teórica supone que las mujeres son más eficientes que los hombres en el hogar, lo que puede ser explicado, tanto como por una especialización en dichas labores a través del proceso de socialización, así como también por la presencia de menores costos de oportunidad (salario potencial) para las mujeres. Es en ese sentido que, acorde a Acosta et. al. (2005), este modelo es sumamente útil para entender la oferta laboral de la mujer casada o que convive.

Independiente de las limitaciones del modelo de Becker <sup>16</sup>, este entrega un marco teórico que permite incorporar de mejor manera decisiones asociadas a la fertilidad en la oferta la-

---

<sup>12</sup>D. Casale y D. Posel, “The Continued Feminisation of the Labour Force in South Africa: An analysis of Recent Data and Trends”. **The South African Journal of Economics**, Vol. 70, N°1, (2003), pp. 156-183.

<sup>13</sup>Gary S. Becker, “A Theory of the Allocation of Time”, **The Economic Journal**, Vol. 75, N° 299, (Septiembre, 1965), pp. 493-517.

<sup>14</sup>Ibid, p. 516

<sup>15</sup>Supra, pp. 32-35

<sup>16</sup>Acorde a la recopilación realizada por Van der Stoep (2008), las principales críticas a este modelo son dos por un lado el supuesto de que existe un proceso de maximización de utilidad unificado entre los miembros de hogar, agregando las preferencias de diversos miembros. Desconociendo el rol del poder en el hogar, por ejemplo en el caso que un marido impide a su mujer trabajar.

Cfr. Van der Stoep, op. cit., p. 21.

boral femenina, en contraste al modelo neoclásico de la oferta laboral. Según Willis (1973)<sup>17</sup>, al reconocer que el tiempo no ofrecido en el mercado incluye, aquel tiempo dedicado a la producción en el hogar, los efectos de los hijos en las decisiones asociadas a la participación laboral deben ser consideradas cuidadosamente. Acorde a este autor, los niños entregan satisfacción o “ingreso psicológico” a sus padres y pueden ser incorporados como una variable en la función de utilidad del hogar. La satisfacción se incrementa teniendo más hijos y entregándoles mayores recursos, tanto en tiempo como en bienes. Esto permite producir hijos de “mayor calidad”, estos “bienes” son llamados “servicios infantiles”. A diferencia del modelo tradicional neoclásico de la oferta laboral, los niños se incorporan como una variable separada en la función de utilidad del hogar y no son sólo agregados dentro del término general de ocio como variable. Entonces, a través de este modelo, es posible hacer explícita la sustituibilidad entre cuidado infantil y oferta laboral.

El tiempo que una mujer deja fuera del mercado, es particularmente valioso para su hogar porque permite producir servicios infantiles, los que le entregan utilidad directamente. Sin embargo, la cantidad de tiempo que una mujer distribuye entre hogar y mercado depende del valor del tiempo no dedicado al mercado, es decir, su salario de reserva (Becker, 1965). A su vez, acorde a Willis (1973), el valor de su tiempo es una función de la cantidad de servicios infantiles producidos en el hogar. El salario de reserva se incrementa si la familia elige grandes cantidades de servicios infantiles, es decir, tener muchos niños o tener niños de “alta calidad”. Manteniendo todo lo demás constante, la probabilidad de que una mujer participe en la fuerza laboral caerá frente al aumento del tiempo dedicado a la producción de servicios infantiles. Cabe mencionar que, según Gronau (1973)<sup>18</sup> y Browning (1992)<sup>19</sup>, al ser tanto tiempo, como bienes de mercado los insumos que determinan la producción de servicios infantiles, la sustituibilidad entre ellos variará con la edad de los niños. Cuando los niños son muy pequeños, la elasticidad de la sustitución entre tiempo y bienes de mercado es muy baja porque los niños pequeños son particularmente intensivos en tiempo. A medida que crecen, los requerimientos de tiempo pueden ser sustituibles en mayor medida por bienes de mercado. En este sentido, es esperable que niños más pequeños tengan mayor efecto en incrementar el valor del tiempo de la madre, aumentando su probabilidad de estar fuera de la fuerza laboral (Gronau, 1973)<sup>20</sup>. De esta forma al crecer, el efecto que genera el niño en el valor del tiempo de la madre, disminuye. También es posible que las mujeres se vuelvan más experimentadas o aprendan a ser más eficientes en la producción de servicios infantiles a medida que los niños crecen, lo que le permite disminuir la cantidad de tiempo requerido por ellos<sup>21</sup>. También, al crecer es más fácil sustituir cuidado infantil pagado por no pagado, e incluso, los niños pueden contribuir a la producción de bienes en el hogar, lo que le permite

---

<sup>17</sup>R.J. Willis, “A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior”, *Journal of Political Economy*, N° 81, (1973), pp. 14-64.

<sup>18</sup>R. Gronau, “The Effect of Children on Housewife’s Value of Time”, *The Journal of Political Economy*, Vol. 81, N° 2, (1973), pp. 169 – 199.

<sup>19</sup>M. Browning, “Children and Household Economic Behaviour”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, N° 3, (1992), pp. 1434-1475.

<sup>20</sup>Gronau, op. cit., p. 188.

<sup>21</sup>Ibid, p. 188.

a su madre disminuir el tiempo dedicado a la producción hogareña.

Cabe mencionar que Becker (1985) también sugiere que la probabilidad de participar en la fuerza de trabajo será menor entre mujeres con hijos muy pequeños, dado que, según él, pasar tiempo con ellos agota todas las energías de la mujer, dejándoles exhaustas para participar del mercado laboral. Además, madres podrán tener alternativas de cuidado infantil, pero la cantidad intensiva de supervisión requerida por los niños pequeños incrementa costos del cuidado infantil formal, disminuyendo los incentivos a trabajar (Browning, 1992)<sup>22</sup>. Sin embargo, incluso si los costos del cuidado infantil se mantienen constantes independiente de la edad de los niños, las madres todavía preferirán estar en casa mientras son pequeños. Es probable que el ingreso psicológico que les reportan los niños sea mayor a medida que éstos son más jóvenes<sup>23</sup>. Por estas razones, la probabilidad de que una madre participe en el mercado laboral será menor a medida que sus hijos son de menor edad.

De modo alternativo, el análisis de las preferencias sobre fertilidad y las decisiones laborales fue presentado por Easterlin (1968)<sup>24</sup>. Dicho autor define una función de demanda por hijos que, entre otras variables, está determinada por el tamaño de las generaciones pasadas. Es decir, de esta teoría se desprende que, personas nacidas en familias numerosas suelen, también, tener familias numerosas (manteniendo todo lo demás constante). Bajo esta idea, es posible racionalizar bajo un parámetro de gustos  $\beta$  los distintos patrones de participación entre países, grupos sociales, religiosos y etnias, generando la función de utilidad  $U=U(c, h, \beta)$ , donde  $c$  representa el consumo realizado y  $h$  las horas trabajadas, manteniendo todo constante personas con distintos parámetros culturales presentarán distintos patrones de participación. Estos modelos de normas sociales van más allá e intentan explicar cómo ciertos comportamientos pueden prevalecer aún cuando los individuos se vean perjudicados por sus acciones. Una variante del modelo general de normas sociales, modelando explícitamente el impacto de las normas sociales sobre la oferta laboral de las mujeres casadas, es generado por De Neubourg y Vendrik (1994)<sup>25</sup> y Vendrik (2003)<sup>26</sup>. Aquí, la norma social actúa como una restricción a la participación laboral de estas mujeres, desviándolas del equilibrio óptimo, pues sin la presencia de estas normas su inserción laboral habría sido mayor.

Finalmente, al igual que en el caso general de teoría de la oferta laboral <sup>27</sup> existe la variante que considera las decisiones inter-temporales, es decir, los modelos dinámicos. En este caso, se propone que las mujeres toman decisiones de participación en relación a los flujos de ingreso y costos asociados. Así, una mujer que se retira del mercado laboral para tener hijos impone costos en los periodos en los que este fuera de dicho mercado y en su vida futura. Se puede pensar en costos asociados a la pérdida de ingresos durante dicho periodo, a

---

<sup>22</sup>Browning, op. cit., p. 1468.

<sup>23</sup>Gronau, op. cit., p. 188.

<sup>24</sup>R. Easterlin, "Population, labor force and long swings in economic growth: the American experience". **National Bureau of Economic Research**, (1968).

<sup>25</sup>Chris De Neubourg y Maarten Vendrik, "An Extended Rationality Model of Social Norms in Labour Supply", **Journal of Economic Psychology**, Vol. 15, N°1, (1994), pp. 93-126.

<sup>26</sup>Maarten Vendrik, "Dynamics of a Household Norm in Female Labour Supply", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 27, N°5, (2003), pp. 823-41.

<sup>27</sup>Supra, pp.2.1.1-2

la pérdida de experiencia laboral y su impacto en su perfil de ingresos y en la depreciación del capital humano que ya ha acumulado, acorde a Montgomery y Trussell (1986)<sup>28</sup>. En ausencia de preferencias específicas acerca de la edad para tener hijos, bajo este modelo la mejor estrategia es retrasar lo más posible el período de retiro del mercado laboral. Esto generará una tensión entre el deseo de tener hijos lo antes posible y la necesidad de posponer la salida de la fuerza de trabajo. En adición, se generará una tensión entre la necesidad de volver a la fuerza laboral tras el retiro y los costos asociados a las distintas opciones de cuidado infantil, costos que en general decrecen con el aumento de la edad del niño. Por ende, mientras mayor sea el salario, mayor será el incentivo a posponer la llegada de los hijos, reducir al mínimo el período de inactividad laboral y a tener una menor cantidad de niños. Vale la pena destacar que dada la longitud de este estudio y la pregunta de investigación planteada, este modelo se presenta por fines ilustrativos pero no será abordado empíricamente.

En conclusión la teoría de la oferta laboral establece que en general, dado que una persona debe elegir entre trabajar o no, lo hará siempre y cuando el salario ofrecido en el mercado sea mayor que aquel valor monetario del tiempo no dedicado a éste, es decir, su salario de reserva. Ambos modelos, el neoclásico de la oferta laboral y el de producción hogareña predicen que la presencia de niños está relacionada inversamente a la participación laboral femenina en la medida que incrementa su salario de reserva. Adicionalmente, cabe mencionar que es esperado que este efecto sea especialmente fuerte a medida que los niños presentes en el hogar son de menor edad. A su vez, se presenta la importancia que tienen las normas sociales sobre la participación femenina, pudiendo llevar a un equilibrio distinto del óptimo.<sup>29</sup>

### 2.1.3. Relación entre la Expansión de la Jornada Escolar y la Participación Laboral de la Mujer

En su trabajo, Hernando (2009) desarrolla un modelo teórico que busca explicar, particularmente, el rol del cuidado de los hijos en la participación laboral femenina, permitiendo ilustrar la decisión de una madre entre trabajar o quedarse en el hogar. La relevancia de este modelo para la presente investigación, es que el autor incluye explícitamente como una de las alternativas al cuidado materno aquel entregado por el colegio, lo que le permite analizar directamente el efecto de una expansión de la jornada escolar directamente en la participación laboral femenina. Asumiendo que la madre tiene preferencias sobre consumo compuesto del hogar <sup>30</sup>  $c$ , tiempo no trabajado  $l$ <sup>31</sup> y una medida subjetiva de calidad del cuidado infantil  $q$ <sup>32</sup>. Estas preferencias son representadas a través de una función de utilidad cóncava  $u$ , creciente

---

<sup>28</sup>M. Montgomery y J. Trussell, **Models of Marital Status and Childbearing, Handbook of Labor Economics**, Elsevier, North-Holland, EE.UU, ed. O. Ashenfelter y R. Layard, 1986, pp. 205-72.

<sup>29</sup>Dado que estas características culturales son particulares de cada persona serán asimilados dentro de los parámetros inobservables de la oferta laboral, descritos anteriormente en p. 35.

<sup>30</sup>Implicando preferencias altruistas por consumo.

<sup>31</sup>El autor lo define de esta forma para distinguirlo de la definición clásica de ocio tal que incluya, entre otros, el tiempo dedicado a cuidado infantil.

<sup>32</sup>Representando la percepción subjetiva por la madre sobre el bienestar de su hijo(a) mientras está en siendo cuidado.



para todos sus argumentos,

$$u = u(c, l, q) \quad (2.6)$$

El autor también asume que la calidad del cuidado infantil es una función de los diferentes tipos de tiempo de cuidado recibidos por el menor<sup>33</sup> ya sea; directamente por su madre  $m$ , en el colegio  $s$  y otro cuidado infantil pagado  $p$ . Esto es representado por la siguiente ecuación, asumiendo también que  $q$  es una función continua y creciente en sus argumentos.

$$q = q(m, s, p) \quad (2.7)$$

Adicionalmente, se asume que el número máximo de horas que un niño puede tener de cuidado son veinticuatro y que requiere ser supervisado durante todo ese tiempo, tal y como lo representa la siguiente restricción;

$$m + s + p = 1 \quad (2.8)$$

Donde  $m \leq l$ , es decir, la madre no puede cuidar a su hijo mientras trabaja. Se asume, además, que exógenamente el costo de una unidad de cuidado infantil en el mercado<sup>34</sup> es  $f$  y que la calidad del cuidado infantil en el mercado es homogénea entre distintos proveedores. El salario (potencial) de la madre es  $w$  y que el hogar tiene un ingreso no laboral de  $A$ .

La restricción de tiempo de la madre está definida similar al modelo general de la oferta laboral, donde  $h$  es el número de horas que decide trabajar:

$$l + h = 1 \quad (2.9)$$

La restricción de presupuesto queda definida como la ecuación (2.10),

$$c + fp \leq wh + A \quad (2.10)$$

El autor realiza dos supuestos adicionales, a su parecer, claves para este modelo. Primero relacionado con las rigideces del mercado laboral chileno, en el cual se establece que hay una cierta indivisibilidad asociada a la decisión de trabajar. Es decir, hay un mínimo de tiempo,  $\tau$ , que cualquier persona tiene que trabajar si es que decide hacerlo<sup>35</sup>, entonces se tiene que:

$$h \in 0 \cup [\tau, 1] \quad (2.11)$$

El segundo supuesto clave consiste en que el cuidado entregado por la madre es percibido como de mejor calidad que el contratado en el mercado y que el cuidado escolar es de calidad percibida similar al maternal, por lo que el cuidado maternal y escolar son sustitutos casi perfectos y el cuidado contratado en el mercado es un sustituto pobre. Esto es representado en:

$$q_m(x, y, z) \approx q_s(x, y, z) > q_p(x, y, z) \quad (2.12)$$

$$\forall (x, y, z) > 0 \text{ tal que } x + y + z = 1$$

---

<sup>33</sup>Por simplicidad, asume que cada madre tiene sólo un hijo.

<sup>34</sup>Distinto del provisto por el colegio

<sup>35</sup>En otras palabras, no es posible trabajar menos de  $\tau$  horas.

Entonces, el problema de maximización que soluciona la madre está definido de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 & \max_{h,l,m,p,c} u(c,l,q(m,s,p)) && (2.13) \\
 & \text{sujeto a:} \\
 & m + s + p = 1 \\
 & l + h = 1 \\
 & c + fp \leq wh + A \\
 & h \in 0 \cup [\tau, 1] \\
 & l, m, lp, c \geq 0 \\
 & f > 0 \text{ }^{36}
 \end{aligned}$$

El modelo explicita que una madre solo contratará cuidado del mercado después de proveer el máximo posible de su tiempo no trabajado, es decir  $m = \max\{l, 1 - s\}$ , implicando que:

$$p = 1 - (l + s) \text{ si } l < 1 - s, \text{ sino } p = 0 \quad (2.14)$$

La solución de este problema plantea la existencia de dos casos, el primero definido si restricción de tiempo impuesta por la rigidez de mercado laboral  $\tau$  es mayor a la jornada escolar  $s$  y el segundo, en el caso contrario<sup>37</sup>.

Si la jornada escolar es mayor que el mínimo tiempo que se puede trabajar, se sostendrá que la rigidez del mercado laboral es “débil”. El otro caso está planteado si la jornada escolar tiene menor duración que el mínimo tiempo que se puede trabajar, es decir, se está en presencia de una fuerte rigidez del mercado laboral. Este es el caso más realista para la realidad chilena, dado que en general, la jornada laboral es más extensa que la escolar.

Por ende, a través de este modelo es posible entender el efecto de un aumento en la jornada escolar en la participación laboral de una mujer que no trabaja, tanto en el contexto de débiles o fuertes rigideces en el mercado laboral.

Este modelo explica que, dado un mercado débilmente rígido, una mujer decidirá no trabajar si la utilidad del tiempo no trabajado es mayor que la entregada trabajando el mínimo de horas necesarias. En este caso, la mujer debería tener un alto valor marginal de la utilidad de su tiempo no trabajado, dado que dicho tiempo no afecta el bienestar de su hijo ni incrementa su ingreso. En este caso, un incremento en las horas de jornada escolar afectará la utilidad solamente mediante el efecto en la calidad del cuidado escolar. El efecto final dependerá del grado de sustitución existente entre cuidado escolar y maternal. Si son considerados sustitutos perfectos, no habrá efecto de un cambio en la duración de la jornada escolar en la participación de la madre. Si, por el contrario, no son considerados sustitutos perfectos, el efecto total dependerá del grado de sustitución entre calidad de cuidado infantil y consumo. Si consumo es un complemento de cuidado infantil no se tendrá un incremento en

---

<sup>36</sup>Condición que representa que el cuidado contratado no es gratis.

<sup>37</sup>El desarrollo algebraico de todas las soluciones posibles de este modelo está descrito en Hernando (2009). Hernando, op. cit, pp. 8-17.

la participación si el cuidado escolar es de mejor calidad que el maternal. Si por el contrario, el cuidado maternal es percibido de mejor calidad que el escolar, entonces la mujer trabajará solo si considera que cuidado infantil y consumo son sustitutos. Sin embargo, dado que es poco probable que el cuidado escolar sea considerado de mejor calidad que el maternal y es probable que consumo y cuidado infantil sean complementos, el autor esperaría que una madre que no estaba trabajando antes del incremento en la jornada, bajo estas condiciones, seguirá sin hacerlo.

En el caso de un mercado laboral con fuertes rigideces, una mujer no trabajará si la utilidad del consumo que le entrega su ingreso autónomo, todo su tiempo y una combinación de cuidado infantil que incluye solo del tipo maternal y escolar es mayor que la dada por el consumo que le entrega su ingreso autónomo más el salario obtenido por el mínimo tiempo que se le requiere trabajar menos el costo del cuidado infantil que contrata en el mercado, el tiempo restante tras la jornada laboral y una calidad de cuidado infantil que incluye una combinación de cuidado maternal, escolar y de mercado. Esta relación se evidencia en la función (2.16)

$$u(A, 1, q(1-s, s, 0)) \geq u(A + w\tau - f(\tau - s), 1 - \tau, q(1 - \tau, s, \tau - s)) \quad (2.15)$$

Según el autor, dada la existencia de una ruptura en las curvas de indiferencia en el punto donde  $l = 1 - s$  implica que una mujer podrá decidir no trabajar cuando la jornada escolar  $s$  es muy corta, pero que trabajaría si esta jornada fuese expandida<sup>38</sup>.

De lo presentado por este modelo, una mujer tenderá a responder en mayor medida a un programa de expansión de la jornada escolar si tiene un nivel moderado de ingreso autónomo  $A$ <sup>39</sup>, un salario potencial  $w$  moderado<sup>40</sup> y un costo del cuidado infantil moderado también<sup>41</sup>. El problema con toda la intuición generada por este modelo, según el autor, es que la mayoría de las variables referidas a ingreso autónomo, costo del cuidado infantil y salario potencial no son observables para una mujer que no trabaja. En este sentido, propone un grupo de indicadores que tratan de controlar por los determinantes conocidos de estas variables. El autor propone años de educación, nivel de educación obtenida, edad, edad al cuadrado, una medida de estado de salud y una de minoría racial para controlar por el salario potencial. Para la medida de ingreso autónomo, propone el ingreso real de otros miembros del hogar,

---

<sup>38</sup>La derivación matemática de este hecho está descrito en detalle en Hernando (2009).  
Hernando, op. cit., pp. 14-15.

<sup>39</sup>El autor explica que, intuitivamente, si  $A$  es muy bajo, la utilidad marginal del consumo adicional generado por el trabajo será muy alta por lo que la mujer tendrá incentivos a trabajar sin importar de lo corta que sea la jornada escolar  $s$ . Por otro lado, si  $A$  es muy alto, la utilidad marginal del consumo adicional generado por el trabajo por lo que la mujer no trabajará independiente de la relación entre la jornada escolar y la jornada laboral.

<sup>40</sup>Acorde a Hernando (2009), si  $w$  es muy alto, la utilidad marginal del consumo adicional generado por el trabajo será muy alta por lo que la mujer tendrá incentivos a trabajar sin importar de lo corta que sea la jornada escolar  $s$ . En cambio, si  $w$  es muy bajo, la utilidad marginal del consumo adicional generado por el trabajo por lo que la mujer no trabajará independiente de la relación entre la jornada escolar y la jornada laboral.

<sup>41</sup>El autor sostiene que, si  $f$  es muy bajo, la utilidad marginal del consumo adicional generado por el trabajo será muy alta por lo que la mujer tendrá incentivos a trabajar sin importar de lo corta que sea la jornada escolar  $s$ . De otra forma, si  $f$  es muy alto, la utilidad marginal del consumo adicional generado por el trabajo por lo que la mujer no trabajará independiente de la relación entre la jornada escolar y la jornada laboral.

el número de miembros económicamente dependientes del hogar y un indicador sobre la condición del individuo como jefe de hogar y de jefe de la familia. Finalmente, para controlar por los diversos valores de cuidado infantil, propone utilizar una medida de la presencia de algún hijo mayor de 16 años, abuelo, otra mujer adulta o pareja, en el sentido que todos esas son fuentes de cuidado infantil alternativos para la mujer.

#### 2.1.4. Conclusiones de la Literatura Teórica: Determinantes de la Participación Laboral Femenina

En base a la literatura teórica revisada, es posible obtener directrices que guíen el trabajo empírico que será realizado posteriormente<sup>42</sup>, principalmente referidas a variables a ser consideradas y efectos esperables.

La teoría neoclásica de la oferta laboral establece que la decisión de participar en el mercado laboral está determinada por la relación entre el salario real de mercado, aquellos ingresos no laborales recibidos y el salario de reserva del individuo. Siendo este salario de reserva determinado por las características observables (como edad, raza, etc.) e inobservables (asociados a preferencias individuales, habilidades, etc.) de dicho individuo. Cuando una persona debe elegir entre trabajar o no, lo hará siempre y cuando el salario ofrecido en el mercado sea mayor a su salario de reserva. El modelo de producción hogareña, establece que el tiempo de ocio se distribuye en actividades de producción y consumo en el hogar. Ambos modelos predicen que la presencia de niños está relacionada inversamente a la participación laboral femenina en la medida que incrementa su salario de reserva. Adicionalmente, cabe mencionar que es esperado que este efecto sea especialmente fuerte a medida que los niños presentes en el hogar son de menor edad. A su vez, se presenta la importancia que tienen las normas sociales sobre la participación femenina, pudiendo llevar a un equilibrio distinto del óptimo, siendo estas parte de las características inobservables personales ya mencionadas.

Finalmente, Hernando en su modelo hace hincapié que para analizar el efecto de una política que implica la ampliación de la jornada escolar, son clave el efecto de las variables referidas al ingreso autónomo (o no laboral), costo del cuidado infantil y salario potencial. Dado que dichas variables no son observables para una mujer que no trabaja, propone un grupo de indicadores que tratan de controlar por los determinantes conocidos de estas variables. Años de educación, nivel de educación obtenida, edad, edad al cuadrado, una medida de estado de salud y una de minoría racial permiten controlar por el salario potencial. Para la medida de ingreso autónomo, propone el ingreso real de otros miembros del hogar, el número de miembros económicamente dependientes del hogar y un indicador sobre la condición del individuo como jefe de hogar y de jefe de la familia. Finalmente, para controlar por los diversos valores de cuidado infantil, propone utilizar una medida de la presencia de algún hijo mayor de 16 años, abuelo, otra mujer adulta o pareja, en el sentido que todos esas son fuentes de cuidado infantil alternativos para la mujer.

---

<sup>42</sup>Infra, pp.80-94.

## 2.2. Teoría Econométrica

A continuación son descritos los modelos econométricos en los que se sustenta la metodología y estimaciones de este estudio. La participación laboral femenina es la variable de interés de este estudio y dado su carácter como variable dicotómica, se presenta una reseña de los modelos econométricos que permiten tratar con dicho tipo de variables. A continuación, se mencionan las diversas herramientas presentes para trabajar con datos de panel. Finalmente, se presenta una breve descripción de la metodología de experimento natural para análisis de políticas públicas dado que la estrategia de identificación en este trabajo se basará en éstos.

### 2.2.1. Modelos Dicotómicos

La participación laboral femenina indica el estatus de una mujer como parte del mercado laboral, en ese sentido una variable cualitativa: una mujer participar o no del mercado laboral, ya sea empleada o buscando trabajo. De esta forma, cobra sentido describir los modelos que permiten incorporar a una variable de este tipo como variable explicada.

Cuando la variable dependiente es cualitativa, al realizar una regresión lo que se obtiene es la probabilidad de que tal acontecimiento suceda, en el contexto de esta investigación será estimada la probabilidad de que la mujer participe en el mercado laboral. Existen tres modelos que permiten estudiar variables de respuesta binaria: Modelo Lineal de Probabilidad, Modelo Logit, y Modelo Probit, todos ellos utilizados en esta investigación y que serán descritos brevemente a continuación.

#### 2.2.1.1. Modelos de Probabilidad Lineal

Acorde a Studenmund (2006)<sup>43</sup> la forma más obvia de estimar un modelo que tiene como variable dependiente una de carácter cualitativo es, simplemente, utilizar Mínimos Cuadrados Ordinarios<sup>44</sup> sobre una función lineal. Este es el llamado Modelo de Probabilidad Lineal (MPL). En este modelo, se analiza una ecuación de la siguiente forma:

$$D_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \dots + \beta_k X_k + \epsilon_i \quad (2.16)$$

donde  $D_i$  es el valor de la variable dicotómica de interés, para el individuo  $i$ .

El nombre de este modelo proviene de la idea de que el lado derecho de la ecuación es lineal mientras el valor esperado del lado izquierdo mide la probabilidad de que la variable cualitativa cumpla la condición que representa. Por lo que se desea obtener la probabilidad  $p_i$  de que D ocurra, dado un conjunto de variables explicativas,

$$p_i(D_i = 1|X_i) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \dots + \beta_k X_k \quad (2.17)$$

Dado que una probabilidad refleja una situación después de que una decisión discreta ha sido hecha, solo es observable el resultado de dicha probabilidad, por ende la variable dicotómica solo puede tomar valores de uno o cero.

---

<sup>43</sup>Cfr. Studenmund, **Using Econometrics: A Practical Guide**, Addison Wesley, Fifth Edition, 2006.

<sup>44</sup>Acorde a Studenmund (2006), “Mínimos Cuadrados Ordinarios” es una técnica para la estimación de los coeficientes de una regresión, en la cual se minimizan la suma cuadrado de los residuos.

Las estimaciones bajo MPL tienen asociadas dos principales problemas, en primer lugar el  $R^2$  ajustado ya no representa una medida adecuada de bondad de ajuste y en segundo lugar, las probabilidades de respuesta estimadas no están limitadas entre 0 y 1, ya que dependiendo de los valores de las variables explicativas y de los coeficientes el lado derecho de la ecuación perfectamente puede salir de dicho rango<sup>45</sup>.

La primera limitación no representa un mayor problema, ya que existen una variedad de medidas de bondad de ajuste alternativas para trabajar con variables binarias como variable de interés<sup>46</sup>.

Dados los problemas asociados al MPL, son utilizados modelos de regresión no lineales los que son específicamente pensados para realizar regresión con variables categóricas. En este sentido, para superar la segunda limitación del MPL se elaboran modelos de respuesta binaria de la siguiente forma:

$$p_i(Y_i = 1|X_i) = G(\beta_0 + \beta_1 X_i + \dots + \beta_k X_i) = G(z) \quad (2.18)$$

donde se fuerza que  $0 \leq G(z) \leq 1 \forall z \in \mathfrak{R}$ .

Es decir, se aplica una función  $G$  que fuerza que los valores estimados estén entre 0 y 1, lo que asegura que las probabilidades de respuesta estimadas estén en dicho rango.

Dos son las funciones no lineales mayormente utilizadas para forzar que los resultados se encuentren en el rango relevante; una función de distribución acumulada logística y una función de distribución acumulada normal, a través de los modelos Logit y Probit, respectivamente.

### 2.2.1.2. Modelo Logit

Acorde a Wooldridge (2003)<sup>47</sup> en el modelo Logit, al conjunto lineal de coeficientes de la ecuación 2.18 se le aplica una función de distribución acumulada logística tal que,

$$G(z) = \frac{e}{1 + e^{(z)}} \quad (2.19)$$

con  $0 \leq G(z) \leq 1 \forall z \in \mathfrak{R}$ .

Entonces, aplicando límites es posible demostrar que efectivamente, el máximo valor que puede tomar la variable dicotómica es 1 y el mínimo es 0<sup>48</sup>. De esta forma, a través del modelo binomial Logit se puede evadir el mayor problema de MPL y, adicionalmente, tal y como describe Studenmund (2006), esta función es preferida porque usualmente los datos encontrados en la realidad muchas veces se describen con patrones en la forma de  $S$ , como es mostrado en la figura 2.3

---

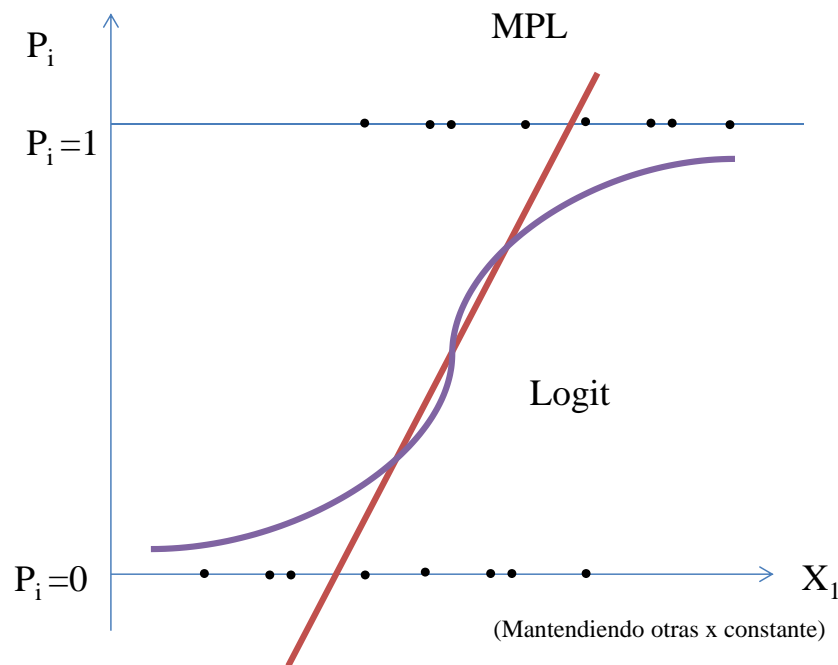
<sup>45</sup>Cabe mencionar que, según a Studenmund (2006), esta limitación no genera mayores inconvenientes en los signos y niveles de significancia de los coeficientes estimados mediante el MPL son muy similares a los obtenidos mediante Probit y Logit.

<sup>46</sup>Por ejemplo es posible determinarla en base al ratio entre el número total de aciertos, y el número total de observaciones. Para ello se determina un punto crítico (ej. 0,5), sobre el cual se supone que la variable  $Y$  toma valor 1, y bajo el cual toma valor 0 y, posteriormente, se contrasta con la realidad de la muestra.

<sup>47</sup>Cfr. J. Wooldridge, "Chapter 15: Instrumental Variables Estimation and Two-Stage Least Squares", **Introductory Econometrics, A modern Approach**, South-Western Publishing, Second Edition, 2003.

<sup>48</sup>Studenmund, op. cit., p. 454.

Figura 2.3 – Comparación entre MPL y Logit



Fuente: Elaboración propia, basado en Studenmund (2006).

Cabe mencionar que los coeficientes de este modelo no pueden ser obtenidos mediante el uso de Mínimos Cuadrados Ordinarios sino que se estima a través de la técnica de *Máxima Verosimilitud*<sup>49</sup>.

### 2.2.1.3. Modelo Probit

En el modelo Probit, acorde a Wooldridge (2002)<sup>50</sup>, para transformar el conjunto lineal de coeficientes de la ecuación 2.18 se utiliza una función de distribución acumulada normal, que se expresa como:

$$G(z) = \Phi(z) = \int_{-\infty}^{+\infty} \phi(v) dv \quad (2.20)$$

donde  $0 \leq G(z) \leq 1 \forall z \in \Re$  y  $\phi(z)$  es la función de densidad de una variable aleatoria normal tipificada como sigue:

$$\phi(z) = (2\Pi)^{-1/2} e^{-z^2/2}$$

En este modelo, también se fuerza que  $G(z)$  tenga valores entre 0 y 1, asegurando que las probabilidades de respuesta estimadas estén entre 0 y 1, para todos los valores de los coeficientes y de las variables exógenas.

<sup>49</sup>Esta técnica iterativa es utilizada para ecuaciones que no son lineales en los coeficientes. Aquí se seleccionan aquellos coeficientes que maximizan el logaritmo de la probabilidad de que cierto conjunto de valores la variable dependiente en la muestra para un grupo determinado de variables explicativas.

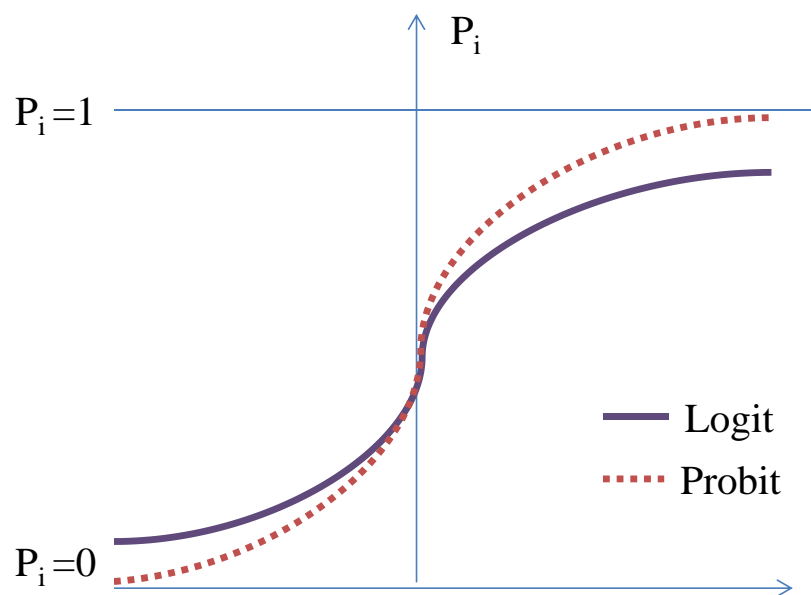
Cfr. Robert S. Pindyck y D.L. Rubinfeld, *Econometric models and economic forecasts*, Irwin/McGraw-Hill, 1998, pp. 51-53 y 329-330.

<sup>50</sup>J. Wooldridge, *Econometric analysis of cross section and panel data*, MIT Press, 2002.

#### 2.2.1.4. Consideraciones a tomar al utilizar MPL, Probit o Logit

En la figura 2.4 se presenta una comparación entre la forma de la distribución acumulada de una variable aleatoria (FDA) de cada modelo, una FDA logística del modelo Logit, y la FDA normal del Probit. Es observable que lo que diferencia ambos modelos está en los extremos de las distribuciones. Tal y como lo explica Ávalos (2008)<sup>51</sup>, el modelo Logit presenta extremos ligeramente más anchos, lo que implica que la probabilidad condicional se aproxima a 0 o a 1 a una tasa menor comparativamente con el modelo Probit. Esto significa que la distribución logística es más adecuada cuando se requiere mayor masa en las colas.

**Figura 2.4** – Comparación entre Logit y Probit



*Fuente:* Elaboración propia, basado en Gujarati (2002).

En el MPL, el coeficiente recoge directamente la derivada parcial respecto a la variable independiente. Mientras que en los modelos Probit y Logit, el coeficiente estimado muestra directamente el signo del efecto parcial sobre la probabilidad de que ocurra lo descrito por la variable dicotómica, sin embargo la interpretación económica de estos coeficientes no se realiza directamente.

La obtención del efecto marginal de la variable sobre la probabilidad de que un evento ocurra, requiere de otra estimación. Por consiguiente, los coeficientes entre los modelos no son comparables si no se realizan transformaciones de los valores obtenidos.

## 2.2.2. Análisis de Datos de Panel

Un panel, o set longitudinal, de datos es un conjunto de mediciones de ciertas variables sobre el mismo individuo en diferentes momentos del tiempo, según Cameron y Trivedi (2010)<sup>52</sup>. De esta forma, las regresiones realizadas con estos datos pueden capturar a la vez variaciones sobre individuos y variaciones sobre el tiempo.

<sup>51</sup>Ávalos, op. cit., pp. 72-75.

<sup>52</sup>A. Cameron y P. “Trivedi, Microeconometrics using Stata”, **Stata Press**, 2010.



La fortaleza del análisis de datos a través de un panel es que al seguir en el tiempo el comportamiento del mismo individuo, es supuesto que existen ciertas características que impactan su accionar y que no son observables y que tienden a mantenerse relativamente constantes a través del tiempo. Es en este sentido que es posible aislar el efecto de una política, de las características personales sobre preferencias, personalidad, aspectos culturales, entre otros.

Existen paneles largos y paneles cortos, dependiendo de la cantidad de momentos en los cuales los individuos han sido medidos. Cada tipo de panel tiene asociados sus métodos de estimación propios. A continuación serán explicitados tres métodos para trabajar con paneles cortos<sup>53</sup>, el método de primera diferencia, de efectos fijos y de efectos aleatorios.

### 2.2.2.1. Panel con Primera Diferencia

Acorde a Wooldridge (2009)<sup>54</sup> en el análisis econométrico de datos de panel, no es posible suponer a priori que las observaciones se distribuyen de forma independiente en el tiempo, por ende hay modelos y métodos especializados para tratar con este tipo de datos.

Para reflejar la posibilidad de que existan distintas distribuciones en la población de estudio a lo largo de los distintos periodos del tiempo se incluyen variables binarias para los momentos, exceptuando el primero que es considerado como periodo base de la muestra.

Una opción para tratar los datos de panel es clasificar los factores no observables, entre aquellos que son constantes y aquellos que varían en el tiempo.

Es posible describir un modelo simple con una sola variable explicativa observable y dos periodos de tiempo de la siguiente forma:

$$Y_{it} = \beta_0 + \delta_0 d2_t + \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it} \quad (2.21)$$

Donde  $Y_{it}$  es el valor de la variable de interés  $Y$  para el  $i$ -enésimo individuo en el periodo  $t$ . La variable  $d2_t$  es una variable dicotómica de valor cero cuando  $t = 1$  y valor uno cuando  $t = 2$ , por lo tanto en el primer periodo el intercepto es igual a  $\beta_0$  y para el segundo periodo es de  $\beta_0 + \delta_0$ .

La variable  $a_i$  permite capturar la presencia de todos aquellos factores inobservables constantes en el tiempo que influyen en  $Y_{it}$ , dadas sus características esta variable es llamada *efecto inobservable* o también efecto fijo y el modelo que lo incluye es el de efectos inobservables, efectos fijos o también llamado de heterogeneidad inobservable. El error  $u_{it}$  es el llamado error idiosincrático ya que representa los aquellos factores inobservables que cambian con el tiempo e influyen en  $Y_{it}$ .

En el modelo de heterogeneidad inobservable en el caso de dos periodos se tiene que:

Para  $t = 2$

$$Y_{i2} = (\beta_0 + \delta_0) + \beta_1 x_{i2} + a_i + u_{i2} \quad (2.22)$$

---

<sup>53</sup>Dado que en esta investigación se trabajará con un panel de tres momentos del tiempo: 2002, 2004, 2006 y 2009.

<sup>54</sup>J. Wooldridge, **Introducción a la econometría: un enfoque moderno**, Cengage Learning Latin America, 2009, pp. 444-462.

y  $t = 1$

$$Y_{i1} = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + a_i + u_{i1} \quad (2.23)$$

En este sentido, restando la ecuación del primer periodo a la del segundo se obtiene:

$$(Y_{i2} - Y_{i1}) = \delta_0 + \beta_1(x_{i2} - x_{i1}) + (u_{i2} - u_{i1}) \quad (2.24)$$

$$\Delta Y_i = \delta_0 + \beta_1 \Delta x_i + \Delta u_i \quad (2.25)$$

El efecto inobservable,  $a_i$ , no aparece en la ecuación (2.25) ya que ha sido eliminado por diferenciación y el intercepto es el cambio del intercepto del primer periodo al segundo. Esta ecuación es llamada ecuación en primera diferencia (PD) y corresponde a una de corte transversal en la que cada variable se diferencia respecto al tiempo. Sobre esta ecuación es posible aplicar MCO siempre y cuando se cumplan con las siguientes condiciones:

- La variación del error idiosincrático no puede estar serialmente correlacionada con la variación de las variables explicativas. Este supuesto, de exogeneidad estricta, es válido si el error de cada periodo no se relaciona con la(s) variable(s) independientes en ambos periodos.
- Se requiere que  $\Delta x_i$  tiene que tener cierta variación mínima en  $i$  ya que  $a_i$  no puede separar el efecto de cualquier variable que no varíe en el tiempo.
- La ecuación en primera diferencia debe ser homocedástica.

Cabe mencionar que, en este sentido, el  $\hat{\beta}_1$  estimado es llamado, también, de primera diferencia.

En el caso de un panel compuesto por tres periodos, es decir aquel de interés para esta investigación, se tiene que:

$$Y_{it} = \delta_1 + \delta_2 d2_t + \delta_3 d3_t + \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it} \quad (2.26)$$

En la ecuación de primera diferencia se han incluido dos variables dicotómicas de tiempo además del intercepto, de esta forma el periodo base es el primero en el cual el intercepto es  $\delta_1$ . De la misma manera, el intercepto para el periodo dos y tres son  $\delta_2$  y  $\delta_3$ , respectivamente.

Se desea obtener los estimadores de las variables explicativas  $\beta_1 \dots \beta_k$ . Si el efecto inobservable  $a_i$  se correlaciona con cualquiera de éstas, entonces la estimación combinada por MCO en los tres periodos daría estimadores sesgados e inconsistentes.

Nuevamente el supuesto clave es la estricta exogeneidad de las variables explicativas, es decir que los errores idiosincráticos no se correlacionan serialmente con las variables de cada periodo, cumpliéndose para todo  $i, t, j$  que:

$$cov(x_{itj}, u_{it}) = 0 \quad (2.27)$$

Tal y como en el caso anterior, puede eliminarse  $a_i$  al diferenciar periodos adyacentes. En este caso la diferenciación se realiza al restar el periodo uno del dos y el dos del tres, tal que:

$$\Delta Y_{it} = \delta_2 \Delta d2_t + \delta_3 \Delta d3_t + \beta_1 \Delta x_{it1} + \dots + \beta_k \Delta x_{itk} + \Delta u_{it} \quad (2.28)$$

No se tiene un efecto diferenciado en el primer periodo ya que no hay un momento del tiempo anterior al primer periodo, de modo que la ecuación (2.28) representa dos periodos, el segundo y tercero, para cada persona de la muestra. Si la ecuación satisface los supuestos del modelo lineal<sup>55</sup>, entonces la estimación combinada por MCO permite obtener estimadores insesgados y los estadígrafos  $t$  y  $F$  son válidos para probar hipótesis.

El requisito importante para esta consistencia en los estimadores es que la variación del error idiosincrático no se correlacione con las variables explicativas.

Cabe destacar que la ecuación 2.28 tiene dentro de sus elementos las diferencias de las variables dicotómicas de los periodos,  $d2$  y  $d3$ <sup>56</sup>. De esta forma, la ecuación no tiene intercepto<sup>57</sup>. En este sentido, a menos que el valor del intercepto sea de interés en sí mismo para la investigación, lo que se recomienda es estimar la ecuación en primera diferencia con un intercepto y una sola variable binaria de periodo. Diferenciando con respecto a tercer periodo la ecuación se vuelve:

$$\Delta Y_{it} = \alpha_0 + \delta_3 \Delta d3_t + \beta_1 \Delta x_{it1} + \dots + \beta_k \Delta x_{itk} + \Delta u_{it} \quad (2.29)$$

para  $t = 2, 3$ .

Cabe destacar que las estimaciones de los  $\beta_j$  son iguales en cada formulación.

Si no hay correlación serial, los métodos usuales para detectar y tratar heterocedasticidad son válidos. En este sentido, aún cuando los errores idiosincráticos no se correlacionan serialmente y tienen varianzas constantes, es posible que exista una correlación entre  $\Delta u_{i,t}$  y  $\Delta u_{i,t+1}$ . Si  $u_{i,t}$  sigue un modelo AR(1) estable, la  $\Delta u_{i,t}$  estará correlacionada serialmente. No existirá esta correlación serial solamente cuando  $u_{i,t}$  sigue una caminata aleatoria.

Tal y como describe Wooldridge (2009)<sup>58</sup> la presencia de una correlación serial AR(1) utilizando estimadores de Mínimos Cuadrados Generales (MCG) factibles.

### 2.2.2.2. Panel con Efectos Fijos

Como describe Wooldridge (2009) el estimador de efectos fijos utiliza una transformación para eliminar antes de la estimación el efecto inobservable  $a_i$ , al igual que el modelo de primera diferencia<sup>59</sup>

Si se considera un modelo general de la forma siguiente:

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it} \quad (2.30)$$

Promediando la ecuación en el tiempo, para cada  $i$  se tiene que:

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{x}_{ik} + \dots + \beta_k \bar{x}_{ik} + a_i + \bar{u}_i \quad (2.31)$$

---

<sup>55</sup>Existe una correcta especificación, no hay multicolinealidad, no hay correlación serial y no hay heterocedasticidad.

<sup>56</sup>Es decir, para  $t = 2$ ,  $\Delta d2_t = 1$  y  $\Delta d3_t = 0$ ; para  $t = 3$ ,  $\Delta d2_t = -1$  y  $\Delta d3_t = 1$ .

<sup>57</sup>Lo que genera inconvenientes para el cálculo de  $R^2$

<sup>58</sup>Wooldridge, op. cit. p. 467.

<sup>59</sup>Supra p.49.

donde  $\bar{y}_i$ .

Dado que  $a_i$  es constante en el tiempo, está presente en ambas de las últimas ecuaciones presentadas. En este sentido, si a la primera se le resta la segunda se tiene que:

$$y_{it} - \bar{y}_i = \beta_1(x_{it1} - \bar{x}_i) + \dots + \beta_k(x_{itk} - \bar{x}_i) + u_{it} - \bar{u}_i \quad (2.32)$$

$$\ddot{y}_{it} = \beta_1\ddot{x}_{itk} + \dots + \beta_k\ddot{x}_{itk} + \ddot{u}_{it} \quad (2.33)$$

donde  $\ddot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$  representa los datos con el tiempo deducidos sobre  $y$ , del mismo modo que  $\ddot{x}_{itj}$  y  $\ddot{u}_{it}$ .

Es destacable que en la ecuación con tiempo deducido (2.33) se ha eliminado el efecto inobservable  $a_i$ , de esta forma es posible realizar una estimación de MCO combinados sobre dicha ecuación. Esta transformación es también llamada TRANSFORMACIÓN INTRAGRUPAL (within) ya que la utilización de MCO utiliza la variación en el tiempo en las variables dentro de cada observación individual y los estimadores son llamados de efectos fijos o intragrupalpes.

Para que el estimador de efectos fijos sea insesgado, se requiere que se cumpla el supuesto de exogeneidad sobre las variables explicativas, es decir, no debe existir correlación serial entre el error idiosincrático  $u_i$  y ninguna de las variables explicativas para todos los periodos. Cabe destacar que el estimador permite que exista correlación arbitraria entre el efecto inobservable  $a_i$  y las variables explicativas en cualquier periodo, en este sentido, cualquier variable que sea constante en el tiempo queda erradicada por la deducción del tiempo, ya que, en ese caso  $\ddot{x}_{itk}$  será igual a cero para toda  $i$ ,  $t$  y  $k$ .

Un supuesto adicional para la validez de este modelo, es la homocedasticidad de los errores y que no estén serialmente correlacionados en el tiempo. Finalmente, se debe mencionar que en este modelo los grados de libertad del estimador son reducidos por cada observación de corte transversal<sup>60</sup>.

Al estimar un modelo de efectos fijos, una bondad de ajuste utilizada es el  $R^2$  intragrupal, la que es interpretable como la cantidad de la variación temporal de la variable de interés que es explicada por la variación temporal de las variables independientes.

Si bien, fue mencionado que no es posible incorporar variables que estén constante en el tiempo, estas pueden ser incluidas mediante la interacción con otras que si tengan una variación temporal, por ejemplo las variables binarias temporales, de esta forma una variable de este tipo en relación al periodo base.

### 2.2.2.3. Panel con Efectos Aleatorios

Acorde a Wooldridge (2009), considerando el modelo de efectos inobservables inicial,

$$y_{it} = \beta_1 x_{it1} + \dots + \beta_k x_{itk} + a_i + u_{it} \quad (2.34)$$

Al incluir explícitamente un intercepto, es posible suponer que el efecto inobservable  $a_i$  tiene media cero. A diferencia del caso de efectos fijos, o primeras diferencias el objetivo es eliminar  $a_i$ , pues se considera que está correlacionado con una o más de las variables

---

<sup>60</sup>Por lo tanto, los grados de libertad apropiados para la ecuación (33) serían  $N(t-1) - k$ , donde  $N$  es el número de observaciones.

explicativas. Así, de no existir dicha correlación, los estimadores obtenidos a través del uso de una transformación son ineficientes.

La ecuación (2.34) se vuelve un modelo de efectos aleatorios, si se cumple que el efecto inobservable no se correlaciona con ninguna de las variables explicativas, en ningún periodo.

$$\text{cov}(x_{itj}, a_i) = 0$$

Entonces, según a Cameron y Trivedi (2010), las estimaciones son posibles a través de Mínimos Cuadrados Generalizados. Las ventajas de este modelo es que permite estimar todos los coeficientes y efectos marginales, incluso de aquellos que no varían en el tiempo, en cambio su mayor desventaja es que estos estimadores son inconsistentes si el modelo de EF es apropiado.

#### 2.2.2.4. Selección del Modelo

En primer lugar, serán comparados los modelos de Primera Diferencia (PD) y Efectos Fijos (EF). Acorde a Wooldridge (2009), cuando los periodos son mayores o iguales a tres periodos, los estimadores de EF y PD no son los mismos, pero dado que ambos son insesgados, no es posible utilizar la insesgación como un criterio de selección. Además, ambos estimadores son consistentes, por lo que cuando se está en presencia de un panel corto la elección entre estimadores dependerá de la correlación serial de los errores idiosincráticos,  $u_{it}$ . Si no hay correlación serial, los estimadores de EF son más eficientes que los de primera diferencia, y dado que casi siempre se supone que esta correlación serial no existe, los EF son más usados. Por lo tanto, resulta complicado elegir entre ambos estimadores cuando entregan estimadores sustancialmente distintos, por lo que se recomienda reportar ambos conjuntos de resultados.

A continuación, se realizará una comparación entre los resultados obtenidos mediante Efectos Fijos (EF) y Efectos Aleatorios (EA). Según Wooldridge (2010), lo que diferencia ambos modelos es la correlación entre el efecto inobservable y las variables explicativas; mientras los EF permiten una correlación arbitraria entre  $a_i$  y las  $x_{itj}$ , los EA no, en este sentido los primeros (EF) constituyen una herramienta más convincente para estimación de efectos *ceteris paribus*<sup>61</sup>. Sin embargo, tiene la limitación de que no es posible estimar directamente el efecto de variables que se mantengan constantes en el tiempo. Aun así, sigue siendo muy común que los investigadores apliquen ambos modelos y luego prueben de manera estadísticamente formal las diferencias significativas en los coeficientes de las variables explicativas que cambian en el tiempo.

Hausman en 1978 propuso este tipo de pruebas bajo el conjunto completo de supuestos de efectos aleatorios. La idea es utilizar las estimaciones de EA a menos que la prueba de Hausman lo rechace. En la práctica, si no hay rechazo significa que las estimaciones de EA y EF están lo suficientemente cercanos para que no importe cual usar. Un rechazo mediante la prueba de Hausman significa la correlación entre el error y el efecto individual inobservable es cero, por lo que el supuesto clave de EA es falso y se debe usar EF.

Aún así, según Cameron y Trivedi (2010), el estimador de EF es menos deseable porque el hecho de usar la variación interna lleva a estimadores menos eficientes y a la inhabilidad de estimar los coeficientes de variables explicativas que no varían en el tiempo.

---

<sup>61</sup>Todo lo demás constante

En el test de Hausman la hipótesis nula es que los efectos individuales  $a_i$  son aleatorios, por lo que ambos estimadores son consistentes pero solo los estimados por EA son eficientes. La hipótesis alternativa es que los estimadores obtenidos mediante EF son consistentes. Esta hipótesis también puede ser entendida como que los coeficientes obtenidos mediante ambos modelos son sistemáticamente iguales.

Acorde a Wooldridge (2009), dado que los estimadores por EF son consistentes cuando el efecto inobservable y las variables explicativas están correlacionados, una diferencia estadística entre estos puede ser interpretada como evidencia contra el principal supuesto de los EA.

Existen dos resguardos adicionales que se deben tener antes de utilizar el test de Hausman, primero se debe cumplir el supuesto de estricta exogeneidad, ya que la correlación entre  $x_{it}$  y  $u_{it}$  en cualquier periodo y variable hace que los resultados de ambos estimadores sean inconsistentes.

El segundo resguardo que se debe mantener es que los estimadores por EA son más eficientes que los por EF y simplifica el cálculo del test. Cabe destacar que este último supuesto es de carácter auxiliar pues no es medido directamente por el test de Hausman.

De esta forma, asumiendo que solo se tiene variables explicativas que cambian en el tiempo (pues sólo estas pueden ser estimadas por EF) se tiene que:

El promedio de los estimadores de efecto fijo

$$\text{promedio}(\hat{\beta}_{EF}) = \sigma_u^2 [E(\ddot{X}_i' \ddot{X}_i)]^{-1} / N \quad (2.35)$$

El promedio de los estimadores de efecto aleatorio

$$\text{promedio}(\hat{\beta}_{EA}) = \sigma_u^2 [E(\tilde{X}_i' \tilde{X}_i)]^{-1} / N \quad (2.36)$$

donde la t-énesima fila de  $\ddot{X}_i$  es  $x_{it} - \bar{x}_i$  y de  $\tilde{X}_i$  es  $x_{it} - \lambda \bar{x}_i$ , entonces se tiene que  $\text{promedio}(\hat{\beta}_{EF}) - \text{promedio}(\hat{\beta}_{EA})$  es positiva y definida<sup>62</sup>.

El estadístico de esta prueba puede ser calculado como sigue,

$$H = (\hat{\delta}_{EF} - \hat{\delta}_{EA})' [\text{promedio}(\hat{\beta}_{EF}) - \text{promedio}(\hat{\beta}_{EA})]^{-1} (\hat{\delta}_{EF} - \hat{\delta}_{EA}) \quad (2.37)$$

Donde  $\hat{\delta}_{EF}$  y  $\hat{\delta}_{EA}$  corresponde al vector de los estimadores de efectos fijos y aleatorios, respectivamente, sin considerar los coeficientes que no varían en el tiempo.

### 2.2.3. Experimentos Naturales en Economía

Tal y como se mencionó anteriormente<sup>63</sup> la tendencia actual en los estudios empíricos sobre el efecto del cuidado infantil es aprovechar experiencias de políticas públicas que por su diseño o implementación gozan de un diseño experimental, el cual facilita la identificación de un efecto causal de la oferta de cuidado infantil en la oferta laboral de las madres. A continuación, será explicado en que consiste el uso de métodos para identificar relaciones causales como de experimentos naturales en economía.

---

<sup>62</sup>Wooldridge (2009), op. cit., p. 289.

<sup>63</sup>Supra, p.16

Acorde a Wooldridge (2009) un experimento natural ocurre cuando algún cambio (usualmente no intencionado) en el ambiente de estudio genera una variación exógena en lo que, de otro modo, sería una variable explicativa endógena. En este sentido, un experimento natural presenta condiciones afortunadas donde es posible generar un método de identificación causal. A menudo es un cambio en una política gubernamental la que origina dicho cambio.

Dentro de los papers que aprovechan la existencia de Experimentos Naturales la metodología más usada es el análisis de diferencias en diferencias.

En el análisis de diferencias en diferencias se identifica un cierto hecho que ocurre a una parte de la población, llamado grupo tratado.

A diferencia de un experimento verdadero, en el cual los grupos de tratamiento y control son seleccionados explícitamente de manera aleatoria, en los experimentos naturales dichos grupos surgen como consecuencia del cambio de una política pública particular.

La forma de tratar con estos datos dependerá si el análisis se realiza a través de una combinación independiente de cortes transversales o un panel de datos. Siendo esta última de interés de la presente investigación, la cual fue descrita anteriormente <sup>64</sup>.

En general, el impacto es representado en la diferencia en los cambios promedios en las salidas, pre y post tratamiento para el grupo tratado menos el cambio promedio en el grupo de control. La identificación del efecto del experimento viene del cambio entre los dos grupos, pre y post tratamiento controlando por efectos fijos por variables inobservables u otros controles relevantes.

En este sentido, Wooldridge (2009) menciona que los datos de panel son muy útiles para la evaluación de programas. En este caso, se tiene a la muestra en algún período anterior al programa y tras la ocurrencia del programa, esta muestra se divide en dos: por un lado aquellos que pertenecen al programa (grupo tratado) y los que no (grupo de control). Esta metodología es similar a un experimento natural pero en cada periodo son las mismas unidades de corte transversal.

De esta forma,  $Y_{it}$  es la variable de interés para el individuo  $i$  en el momento  $t$  y  $prog_{it}$  es una variable dicotómica que representa la participación del individuo en el programa. Bajo esta idea el modelo de efectos inobservados más simple es:

$$Y_{it} = \beta_0 + \delta_0 d_{2t} + \beta_1 prog_{it} + a_i + u_{it} \quad (2.38)$$

Si la participación en el programa solo ocurrió en el segundo periodo el estimado de Mínimos Cuadrados Ordinarios de  $\beta_1$  en la ecuación diferenciada es:

$$\hat{\beta}_1 = \Delta \bar{Y}_{tratada} - \Delta \bar{Y}_{control} \quad (2.39)$$

Es decir, se calcula la diferencia promedio entre el grupo tratado y el grupo de control.

Si la participación en el programa tiene lugar en ambos periodos  $\hat{\beta}_1$  no se escribe como en (2.39) pero sigue significando el cambio en el valor medio de  $y$  debido a la participación en el programa. Controlar los factores que varían en el tiempo no modifica la significancia del estimador. Simplemente se diferencian tales variables y se incluyen con la variación del programa permitiendo controlar por las variables que cambian en el tiempo y que podrían estar correlacionadas con la participación en el programa.

---

<sup>64</sup>Supra, pp.48-54

**Segunda Parte**  
**Desarrollo Temático**



## Capítulo 3

# Descripción de la Participación Laboral Femenina en Chile, entre 2002 y 2009

A continuación se pretenden sistematizar un conjunto de estadísticas que permitan describir la Participación Laboral Femenina para el periodo considerado en este estudio. Con este fin, son utilizados datos provenientes de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) y el Banco Mundial. Este capítulo se divide en dos secciones, en primer lugar se describe en general a la población económicamente activa, para luego centrarse en caracterizar a aquellas mujeres que participan del mercado laboral.

### 3.1. Participación Laboral Femenina, tendencias

En esta sección se buscan describir tendencias presentes en la participación laboral en Chile, describiendo a la población económicamente activa en términos de género, geográficos, etarios, por quintil de ingreso y nivel educativo.

Tal y como fue revisado en los antecedentes<sup>1</sup>, la Población Económicamente Activa (PEA) corresponde a aquellas personas en Edad de Trabajar que se encuentran empleados o buscando activamente trabajo, es decir, ocupados y desocupados respectivamente. En particular, la POBLACIÓN EN EDAD DE TRABAJAR corresponde a aquellas personas de 15 años y más. De esta forma, aquellas personas en edad de trabajar que durante el período de referencia no se encontraban ocupadas ni desocupadas son INACTIVOS, ya que, no integran la población económicamente activa. Finalmente, el concepto de TASA DE PARTICIPACIÓN LABORAL corresponde al porcentaje de la fuerza de trabajo (ocupados y desocupados) en relación a la población total en edad de trabajar.

La tabla 3.1 presenta el detalle de las personas activas para cada año entre 2002 y 2009. En el año 2002, un total de 11.575.139 personas se encontraban en edad de trabajar, cantidad que se fue incrementando paulatinamente hasta llegar a un total de 12.126.646 individuos en 2009.

---

<sup>1</sup>Supra, p. 4.

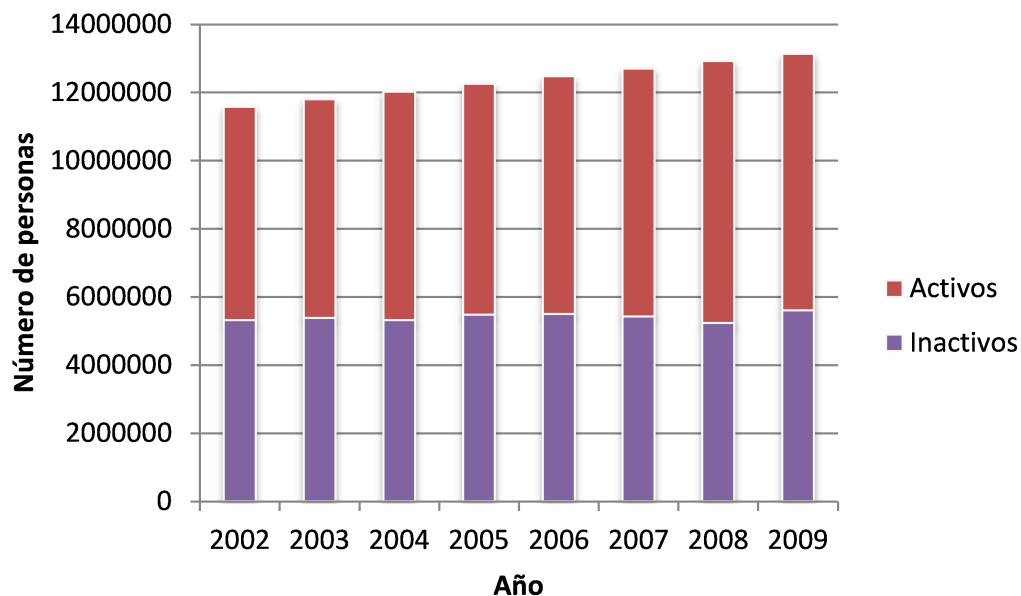
**Tabla 3.1** – Población económicamente activa y tasas de participación laboral, entre 2002 y 2009

	Año							
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Población*	11.575.139	11.798.509	12.023.401	12.248.265	12.472.716	12.695.833	12.914.911	13.126.646
Inactivos	5.312.989	5.380.120	5.314.343	5.474.974	5.500.468	5.421.121	5.230.539	5.605.078
Activos	6.262.150	6.418.389	6.709.058	6.773.291	6.972.248	7.274.712	7.684.372	7.521.568

\*Población en edad de trabajar, mayores de 15 y menores de 65.

Fuente: Elaboración propia basado en datos del Banco Mundial.

La evolución entre 2002 y 2009 de la población en edad de trabajar, para personas activas e inactivas es mostrada gráficamente en la figura 3.1. Es posible notar que, si bien el total de personas en edad de trabajar ha ido aumentando, la cantidad de inactivos se ha mantenido relativamente constante, por lo que la proporción de activos se ha incrementado en el periodo revisado.

**Figura 3.1** – Población en edad de trabajar, dividida en activos e inactivos, entre 2002 y 2009

Fuente: Elaboración propia, basado en datos del Banco Mundial.

En la tabla 3.2 es posible observar las distintas tasas de Participación Laboral, para el total de la población (PLT), para los hombres (PLM) y para las mujeres (PLF). De esta forma, la proporción de personas que participaron en el mercado del trabajo en Chile fue de 54,1% el 2002, ratio que fue aumentando hasta llegar a 57,3% en 2009.

**Tabla 3.2** – Tasas de participación laboral, entre 2002 y 2009

	Año							
	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
PLT (%)	54,10 %	54,40 %	55,80 %	55,30 %	55,90 %	57,30 %	59,50 %	57,30 %
PLM (%)	73,50 %	72,90 %	73,40 %	72,90 %	73,20 %	73,90 %	75,90 %	73,40 %
PLF (%)	35,60 %	36,60 %	38,90 %	38,40 %	39,20 %	41,40 %	43,80 %	41,80 %

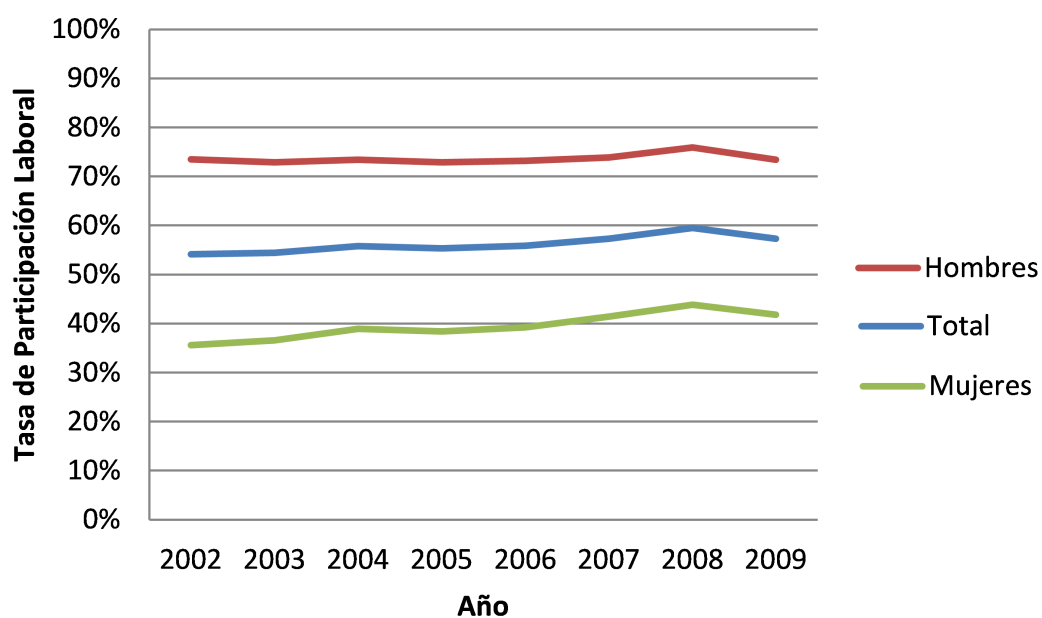
Fuente: Elaboración propia basado en datos del Banco Mundial.

Al analizar estas tasas de incorporación al mercado del trabajo por género, es notable como la Participación Laboral Masculina es persistentemente mayor a la tasa total y a la femenina, para todos los años. A su vez, la tasa de participación total es siempre superior a

la tasa de Participación Laboral Femenina. De esta forma, la fracción de hombres activos en el mercado laboral fue de 73,5% en el año 2002, siendo más del doble de la proporción de mujeres activas en ese año, cifra que ascendió a 35,6%. Es observable como esta brecha se ha ido reduciendo en el tiempo, en el año 2009 la diferencia entre las tasas de participación femenina y masculina fue de 31,6 puntos porcentuales.

La evolución de las diferencias entre las distintas tasas de Participación Laboral es presentada en la figura 3.2. Entre 2002 y 2009 hay una tendencia a la convergencia, lentamente la PLF y la PLT se fueron incrementando y la PLM se fue reduciendo. Desde el 2008 al 2009, es observable una masiva caída en todas las tasas de participación, consecuencia de la crisis mundial que ocurrió en dicho periodo.

**Figura 3.2** – Evolución de la tasa de Participación Laboral, entre 2002 y 2009



Fuente: Elaboración propia, basado en datos del Banco Mundial.

La cantidad de mujeres activas y su ratio de participación en cada región del país, para los años 2003, 2006 y 2009 es mostrado en la tabla 3.3. Lo primero que se puede notar es que a pesar de la alta dispersión de la población total de mujeres activas y en edad de trabajar, con una desviación estándar mayor que 300.000 y 600.000 mujeres por región respectivamente, las tasas de PLF son similares para todas las regiones. El promedio de incorporación al mercado del trabajo para las mujeres chilenas oscilan entre 42% y 43% para todos los años, la que muestra una desviación estándar que no supera el 4,5% para todos los años.

Revisando las diferencias entre los ratios regionales de Participación Laboral Femenina, es apreciable que en el año 2003 la región con mayor proporción de activas, es la Metropolitana con un 48,81% de participantes del mercado laboral. Para el año 2006, la región XIII sigue siendo la que ostenta el mayor porcentaje de mujeres activas, alcanzando un 49,02% de participación. En el año 2009, la región con mayor proporción de mujeres participantes fue la XII con un 47,74%, seguido de la Metropolitana con un 47,68% de participación.

**Tabla 3.3** – Mujeres activas por región en 2003, 2006 y 2009

Región	2003			Año 2006			2009		
	Activas	Total	Ratio	Activas	Total	Ratio	Activas	Total	Ratio
I	67.228	162.822	41,29%	39.543	103.628	38,16%	45.231	99.570	45,43%
II	74.042	186.779	39,64%	86.971	197.036	44,14%	80.138	188.125	42,60%
III	38.302	95.577	40,07%	43.237	100.017	43,23%	40.729	99.879	40,78%
IV	89.518	241.218	37,11%	92.022	264.334	34,81%	107.302	286.744	37,42%
V	262.666	630.117	41,69%	283.185	661.438	42,81%	301.580	720.090	41,88%
VI	113.608	304.928	37,26%	127.651	334.046	38,21%	139.394	351.047	39,71%
VII	135.669	356.953	38,01%	150.665	382.369	39,40%	148.742	408.210	36,44%
VIII	257.488	742.457	34,68%	288.843	793.824	36,39%	305.956	820.554	37,29%
IX	109.480	336.711	32,51%	129.686	357.602	36,27%	124.005	375.679	33,01%
X	148.087	409.795	36,14%	123.216	302.122	40,78%	133.713	321.351	41,61%
XI	15.348	33.552	45,74%	15.191	34.283	44,31%	16.870	36.529	46,18%
XII	22.836	52.589	43,42%	26.134	61.006	42,84%	27.625	57.864	47,74%
XIII	1.212.775	2.484.728	48,81%	1.300.584	2.653.088	49,02%	1.349.721	2.830.890	47,68%
XIV	-	-	-	51.821	143.107	36,21%	51.363	150.539	34,12%
XV	-	-	-	35.253	72.239	48,80%	29.109	72.596	40,10%
Desv.	302.877	617.180	4,34%	308.763	630.412	4,33%	321.045	673.777	4,48%
Total	2.547.047	6.038.637	42,18%	2.794.002	6.460.139	43,25%	2.901.478	6.852.170	42,34%

Fuente: Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

Al analizar la cantidad de mujeres activas por rangos de edad, en la tabla 3.4 es observable que la participación laboral de la mujer alcanza su nivel más alto cuando su edad esta entre los 30 y los 44 años. De esta forma, el porcentaje de mujeres participantes en ese grupo etario fue de 56,09% el 2003, 59,03% el 2006 y 61,66% el 2009. Por otro lado, los niveles más bajos de participación se alcanza cuando la mujer es mayor de 65 años de edad, lo cual es explicable dado que la edad legal de jubilación para las chilenas es a los 60 años. La baja participación de las mujeres jóvenes, entre 15 y 29, se debe a dos motivos, por un lado muchas se encuentran completando su educación<sup>2</sup> y por otro, muchas inician su vida reproductiva, retirándose del mercado laboral.

**Tabla 3.4** – Cantidad de mujeres activas y ratio de participación por rango de edad, en 2003, 2006 y 2009

Edad	2003			Año 2006			2009		
	Activas	Total	Ratio	Activas	Total	Ratio	Activas	Total	Ratio
15 a 29	725.465	1.909.496	37,99%	780.497	2.015.431	38,73%	816.966	2.084.123	39,20%
30 a 44	1.027.029	1.830.939	56,09%	1.058.536	1.793.168	59,03%	1.057.728	1.715.481	61,66%
45 a 64	694.630	1.530.451	45,39%	841.654	1.774.069	47,44%	928.550	1.738.434	53,41%
65 y más	51.534	704.181	7,32%	77.918	841.932	9,25%	75.035	1.021.068	7,35%

Fuente: Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

Al incorporar al análisis de la participación laboral femenina el quintil de ingreso y la educación, es apreciable en el cuadro 1.2<sup>3</sup>, que quienes menos participan del mercado del trabajo son aquellas que pertenecen a los menores quintiles y no tienen ninguna educación, alcanzando niveles de actividad menores que el 20%. Cabe destacar que, la inserción laboral de la mujer perteneciente a los quintiles más pobres es incrementada fuertemente a medida que

<sup>2</sup>La cual es obligatoria en Chile hasta completar el doceavo grado, es decir, terminan su instrucción obligatoria aproximadamente a los 18 años.

<sup>3</sup>Supra, p. 7.

su educación aumenta, siendo el nivel educativo que genera el mayor salto en la participación laboral es haber terminado su educación superior. Así, una mujer del quintil más vulnerable al completar la educación superior puede pasar de una participación de 21,5% a 56,1%, presentando una variación porcentual de más de 275%. Ocurre también que, aun teniendo el mismo nivel educativo, las mujeres del primer quintil tienen una brecha de participación promedio de 29 puntos porcentuales frente a las del quinto quintil.

### 3.2. Caracterización de las mujeres activas y ocupadas

Esta sección busca presentar algunas cifras que permitan caracterizar a las mujeres que participan del mercado, tal que sea posible describir a la población económicamente activa femenina en términos de ocupadas y desocupadas. Adicionalmente, se reseña a las ocupadas con respecto al sector económico de ocupación, tipo de contratación, edad, nivel educativo e ingresos percibidos.

En la tabla 3.5 son mostradas a las mujeres activas para cada año, dividiéndolas entre ocupadas y desempleadas. Del total de 2.547.047 activas en el mercado laboral en el año 2003, 2.167.920 mujeres se encontraban trabajando y 379.127 desempleadas, representando un 85,12% y 14,88%, respectivamente. El número de mujeres activas, ocupadas y desocupadas fue incrementándose en el tiempo. De esta forma, de las 2.901.478 mujeres que participaban del mercado laboral el año 2009, 2.523.293 estaban ocupadas y 378.185 desocupadas, significando un 86,97% y 13,03% del total de activas, respectivamente.

**Tabla 3.5** – Cantidad de mujeres activas y ratio de participación por rango de edad, en 2003, 2006 y 2009

Año	Número de personas			Porcentaje	
	Activas	Ocupadas	Desempleada	Ocupadas	Desempleadas
2003	2.547.047	2.167.920	379.127	85,12%	14,88%
2006	2.794.002	2.497.173	296.829	89,38%	10,62%
2009	2.901.478	2.523.293	378.185	86,97%	13,03%

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

En la tabla 3.6 se observan ciertas características del hogar de la mujer. Así, se ve que en torno al 50% de las mujeres activas tiene pareja, para todos los años. También, el 21,42% es jefe de hogar el 2003, el ratio se va incrementando en el tiempo hasta llegar a un 26,15% el 2009. Finalmente, el 42,34% de las mujeres que participan del mercado laboral fue cónyuge del jefe de hogar en 2003, cifra que se va reduciendo con los años hasta llegar a 35,63% en 2009.

Al revisar el estatus relacional de la mujer ocupada, el 53,32% tenía pareja en 2003, razón que va disminuyendo hasta alcanzar el 49,8% en 2009. El porcentaje de mujeres ocupadas jefas de hogar parte en 22,21% en 2003 y llegando a 27,74% el 2009, similar tendencia a la observada para las mujeres activas. Además la proporción de mujeres ocupadas cónyuge del jefe de hogar también muestra una reducción, pasando de 44,15% el 2003 a 36,97% el 2009.

En el caso de las desocupadas, la proporción de mujeres que tiene pareja es mucho menor que en el caso anterior, en torno al 38%. Igualmente pasa con aquellas que son jefe de hogar,

siendo para todos los años en torno al 15%. Finalmente, el 28,34% de las desempleadas fue cónyuge del jefe de hogar en 2003, razón que disminuye el 2009 alcanzando el 26,44%.

Estas cifras muestran que en general, con el paso del tiempo, las mujeres han ido asumiendo un rol más protagónico como proveedora del hogar.

**Tabla 3.6** – Cantidad de mujeres ocupadas y ratio de participación por tipo de actividad, en 2003, 2006 y 2009

	Año		
	2003	2006	2009
<b>Activas</b>			
Tiene pareja	51,52%	50,76%	48,25%
Es jefe de hogar	21,42%	22,35%	26,15%
Es conyuge del jefe de hogar	42,34%	38,95%	35,63%
<b>Ocupadas</b>			
Tiene pareja	53,32%	51,90%	49,80%
Es jefe de hogar	22,21%	23,22%	27,74%
Es conyuge del jefe de hogar	44,15%	40,89%	36,97%
<b>Desocupadas</b>			
Tiene pareja	37,54%	39,68%	37,65%
Es jefe de hogar	15,29%	13,90%	15,23%
Es conyuge del jefe de hogar	28,34%	29,67%	26,44%

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

Centrando el análisis en las mujeres ocupadas, la tabla 3.7 presenta los distintos sectores económicos en los que se concentran las mujeres ocupadas, para los años revisados. De esta forma, cerca de un 45% de las mujeres trabajadoras se dedican a la prestación de servicios comunales sociales, es decir, que se dedican a actividades de administración pública y defensa, enseñanza, actividades de servicios sociales y salud, servicio doméstico, entre otros. Esta actividad es seguida por comercio, restaurantes y hoteles, donde están empleadas en torno a un 26% de las mujeres. En tercer lugar, un 10,13% de las trabajadoras se dedicaban a la manufactura, proporción que cayó a 7,68% el 2009.

Por otro lado, las actividades donde hay menor presencia de mujeres corresponden a la explotación de minas y canteras y al sector de servicios básicos (electricidad, gas y agua), donde los porcentajes de mujeres empleadas es menor al 1%.

**Tabla 3.7** – Cantidad de mujeres ocupadas y ratio de participación por tipo de actividad, en 2003, 2006 y 2009

Actividad Económica	Año					
	2003		2006		2009	
	N°	%	N°	%	N°	%
Actividades no especificadas	4.796	0,22%	29.848	1,20%	26.236	1,04%
Agricultura, caza y silvicultura	141.148	6,49%	170.432	6,82%	160.945	6,38%
Explotación de minas y canteras	6.411	0,29%	6.346	0,25%	10.204	0,40%
Manufactureras	220.345	10,13%	268.509	10,75%	193.881	7,68%
Electricidad, gas y agua	7.015	0,32%	4.538	0,18%	6.277	0,25%
Construcción	24.162	1,11%	30.383	1,22%	28.985	1,15%
Comercio, restaurantes y hoteles	563.804	25,93%	655.676	26,26%	698.266	27,67%
Transporte y comunicaciones	76.380	3,51%	86.989	3,48%	88.428	3,50%
Financieros y de seguros	156.397	7,19%	171.921	6,88%	185.233	7,34%
Servicios comunales sociales	974.178	44,80%	1.072.531	42,95%	1.124.838	44,58%
Total	2.174.636	100%	2.497.173	100%	2.523.293	100%

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

La condición legal mediante la cual se encuentran trabajando las mujeres ocupadas, son

presentadas en la tabla 3.8. De esta forma, la mayoría de las mujeres cuenta con contrato de trabajo, proporción que parte en 73,38% el 2003 y que aumenta para llegar a 76,79% el 2009. Un 25,29% de las mujeres trabajadoras no contaba con contrato alguno en su empleo, razón que fue disminuyendo alcanzando 21,86% en 2009. Así, es observable que existe una formalización en las condiciones de trabajo para aquellas mujeres que participan del mercado laboral.

**Tabla 3.8** – Cantidad de mujeres activas y ratio de participación por situación contractual, en 2003, 2006 y 2009

Situación contractual	2003		Año 2006		2009	
	N°	%	N°	%	N°	%
Con Contrato	1.221.175	73,38%	1.384.031	74,36%	1.504.870	76,79%
Sin Contrato	420.848	25,29%	448.079	24,07%	428.390	21,86%
No Sabe	22.056	1,33%	29.108	1,56%	26.562	1,36%
Total	1.664.079	100%	1.861.218	100%	1.959.822	100%

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

La tabla 3.9 muestra la ocupación de las mujeres por distintos rangos de edad. Es observable que quienes tienen mayor nivel de ocupación corresponde a aquellas mujeres entre 30 y 44 años. Del total de mujeres ocupadas, en 2003 el 42,25% correspondía a este rango de edad. Sin embargo la participación de este grupo etario va disminuyendo, hasta llegar a 37,83% en 2009. Las mujeres entre 45 y 64 años son las segundas en concentrar al mayor número de ocupadas, donde el 28,82% de las empleadas correspondía a este rango de edad en 2003, proporción que aumentó llegando a 34,11% el 2009. Finalmente, las que menos trabajan son las mujeres mayores de 65 años, lo cual tiene sentido dado que desde los 60 años las mujeres se pueden jubilar.

**Tabla 3.9** – Ocupadas por rango de edad, en 2003, 2006 y 2009

Edad	2003		Año 2006		2009	
	N°	%	N°	%	N°	%
15 a 29 años	594.758	26,58%	653.276	25,79%	638.992	25,09%
30 a 44 años	945.555	42,25%	989.019	39,05%	963.451	37,83%
45 a 64 años	645.033	28,82%	714.007	28,19%	868.680	34,11%
65 y más	52.617	2,35%	176.268	6,96%	75.369	2,96%
Total	2.237.963	100%	2.532.570	100%	2.546.492	100%

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

Tal y como se ha mencionado anteriormente<sup>4</sup>, una de las variables que condicionan fuertemente la capacidad de emplearse y percibir ingresos es la educación. En la tabla 3.10 son mostradas a las mujeres ocupadas, por nivel educativo.

La mayor proporción de mujeres empleadas cuentan con enseñanza media completa, en 2003 el 34,28% de las ocupadas contaba con este nivel de educación, ratio que fue aumentando hasta llegar a 36,28% el 2009. Es seguido por el grupo de mujeres que cuentan con educación superior completa, las que alcanzan el 21,8% del total en el año 2003, incrementándose hasta 23,65% en 2009. Por el contrario, las mujeres sin educación son las que representan la menor

<sup>4</sup>Supra, pp.8-15.

cantidad de ocupadas, la cual representó un menos de un 2% de ocupadas para todos los años revisados.

**Tabla 3.10** – Ocupadas por nivel de educación en 2003, 2006 y 2009

Nivel de educación	2003		Año 2006		2009	
	N°	%	N°	%	N°	%
Sin educación	24.292	1,09%	26.448	1,04%	40.004	1,57%
Básica incompleta	246.635	11,07%	273.516	10,80%	235.219	9,24%
Básica completa	209.613	9,41%	244.617	9,66%	223.656	8,78%
Media incompleta	328.763	14,75%	366.290	14,46%	312.272	12,26%
Media completa	763.922	34,28%	880.950	34,78%	923.745	36,28%
Superior incompleta	169.130	7,59%	203.524	8,04%	209.300	8,22%
Superior completa	485.815	21,80%	529.532	20,91%	602.296	23,65%
Total	2.228.170	100%	2.532.570	100%	2.546.492	100%

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

Dado que la educación también condiciona la capacidad de percibir ingresos, en la tabla 3.11 son presentados los salarios promedios en pesos corrientes para cada año de las mujeres ocupadas, relacionándolos con su nivel educativo. De esta forma, es observable que en total las mujeres ocupadas percibieron ingresos promedios de \$233.043 en 2003, que fue aumentando hasta llegar a \$319.639 en 2009. Al revisar las diferencias por nivel educativo, la relación es directa, en todos los casos mayor educación implica un mayor salario promedio. Por ejemplo, en promedio, una mujer con educación media completa gana menos de la mitad que una con educación superior completa.

**Tabla 3.11** – Salarios promedios en pesos corrientes por nivel de educación, para 2003, 2006 y 2009

Nivel de educación	Año		
	2003	2006	2009
Sin educación	95.844	105.410	180.935
Básica incompleta	110.473	138.044	163.105
Básica completa	122.940	144.809	177.810
Media incompleta	139.462	156.926	196.924
Media completa	190.292	195.572	247.201
Superior incompleta	258.199	252.640	356.948
Superior completa	461.124	501.940	598.570
Total	233.042	248.582	319.639

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos Encuesta CASEN, MIDEPLAN.

En conclusión, de la revisión de tendencias es observable como las mujeres se han ido incorporando cada vez más al mercado laboral. Se mostró que el nivel de incorporación de la mujer no depende mayormente de la región en la que habita, sin embargo se desprende la importancia de la edad, educación y riqueza en su inserción laboral. Fue apreciable como ha habido una tendencia al alza en la proporción de mujeres jefas de hogar en la proporción de activas, ocupadas y desocupadas. Finalmente, las mujeres ocupadas concentran su actividad en sectores de servicios y comercio, bajo un contrato de trabajo, en edades entre 30 y 44 años y con niveles de educación de al menos enseñanza media completa; son las mujeres que ostentan estos niveles de educación las que perciben los mayores ingresos promedio por su trabajo.



## Capítulo 4

# Jornada Escolar Completa, análisis descriptivo de su implementación en enseñanza básica

La extensión de la jornada escolar inició en 1997 como parte de un conjunto de reformas al sistema educacional chileno, tanto a nivel primario como secundario. A continuación se busca describir como ha sido desarrollada la implementación de la de Jornada Escolar Completa (JEC), con datos relativos a la enseñanza básica<sup>1</sup>, desde su inicio hasta el año 2009. Este capítulo es dividido en dos secciones, primero se entregan antecedentes de la educación en Chile y luego es analizada la implementación de la JEC con respecto a la cantidad de alumnos y de colegios adheridos al programa, a través de información administrativa provista por el Ministerio de Educación (MINEDUC).

### 4.1. Antecedentes generales de la educación básica

Esta parte del capítulo revisa cifras y tendencias para describir la amplitud del sistema de educación, en los niveles correspondientes a la enseñanza básica. Presentando primero, datos estilizados sobre la cantidad de alumnos matriculados y luego, aquellos referentes al número de colegios.

#### 4.1.1. Matrícula escolar básica

El año 2009 un total de 2.027.431 niños entre 6 y 13 años fueron matriculados en algún grado de los primeros ocho años de educación primaria. La tabla 4.1 muestra en detalle la evolución de la matrícula por año y por tipo de establecimiento. Es observable que ha existido una tendencia negativa en la matrícula total en básica, para el periodo entre 1997 y 2009.

La oferta educativa en Chile está dividida en tres tipos de establecimientos: los municipa-

---

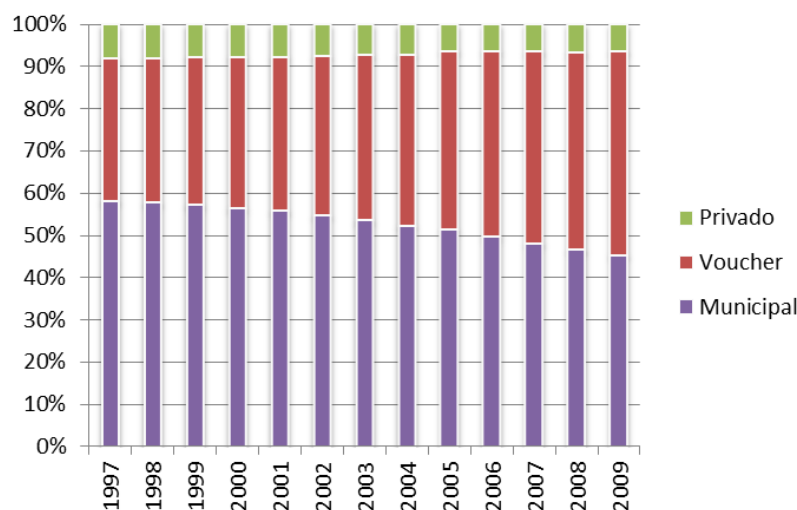
<sup>1</sup>Nivel obligatorio dentro del sistema nacional de enseñanza. Comprende 8 años, desde los 6 años de edad hasta los 13 aproximadamente. Está dividido en dos ciclos, primer ciclo básico de cuatro años y un segundo ciclo entre el quinto y octavo grado. (Según informe Unesco, Chile: Datos mundiales de educación 2010/2011 disponible en [www.ibe.unesco.org/fileadmin/user\\_upload/.../WDE/.../Chile.pdf](http://www.ibe.unesco.org/fileadmin/user_upload/.../WDE/.../Chile.pdf))

**Tabla 4.1** – Matrícula por tipo de establecimiento, entre 1997 y 2009

Año	Tipo de establecimiento			Total
	Municipal	Voucher	Privado	
1997	1299002	750795	183596	<b>2233393</b>
1998	1299085	769885	182951	<b>2251921</b>
1999	1317073	806514	180556	<b>2304143</b>
2000	1329863	839586	184801	<b>2354250</b>
2001	1316641	859270	184468	<b>2360379</b>
2002	1278950	882203	179027	<b>2340180</b>
2003	1236629	904826	169530	<b>2310985</b>
2004	1185477	919536	163148	<b>2268161</b>
2005	1143202	942453	140947	<b>2226602</b>
2006	1084321	960054	138228	<b>2182603</b>
2007	1031916	971696	140377	<b>2143989</b>
2008	978131	984441	141445	<b>2104017</b>
2009	919109	977919	130403	<b>2027431</b>

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

les<sup>2</sup>, particulares subvencionados<sup>3</sup> y particulares no subvencionados. Como muestra la figura 4.1, al inicio de la reforma la matrícula escolar estaba mayormente concentrada en colegios municipales y, desde el año 2008, esto ha sido revertido por la irrupción de los subvencionados. Para el año 2009, un 45,3% de los niños matriculados en básica correspondió a entidades de carácter municipal, un 48,23% a subvencionados y un 6,4% privados.

**Figura 4.1** – Evolución de la matrícula por tipo de establecimiento, entre 1997 y 2009

Fuente: Elaboración propia, basado en datos de MINEDUC.

Al analizar la concentración geográfica de los estudiantes es posible hacerlo a nivel regional y comunal. La tabla 4.2 muestra el número alumnos pertenecientes al sistema de educación, agrupados por la región en la que estudian. Es posible notar la alta dispersión en la cantidad de matriculados entre las distintas regiones presentando una desviación estándar de 184.495

<sup>2</sup>Según el *Glosario de términos educacionales del Ministerio de Educación*, son aquellos administrados por Municipios, Corporaciones Municipales o Corporaciones de Administración Delegada, siendo estas últimas Corporaciones y Fundaciones sin fines de lucro, que administran establecimientos de educación media técnico profesional de propiedad del Estado. Más información disponible en: [http://wwwapps.mineduc.cl/comunidadescolar/recursos/glos\\_term.html](http://wwwapps.mineduc.cl/comunidadescolar/recursos/glos_term.html)

<sup>3</sup>Acorde al Glosario de términos educacionales del Ministerio de Educación son aquellos administrados por entidades privadas con o sin fines de lucro estos subvencionados por el estado y en los cuales puede (o no) existir un copago, también se les llama “voucher”.

alumnos el 2009<sup>4</sup>.

**Tabla 4.2** – Cantidad de alumnos matriculados por región, entre 1997 y 2009

Región	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
I	62000	64257	64884	65847	65867	65818	67580	67115	66316	66822	66268	38866	39275
II	72594	74678	75893	77994	78579	77736	79541	78185	77164	78243	76762	75296	73858
III	42016	42798	43099	43784	43604	43183	42626	41487	40756	39825	39141	38597	37029
IV	92058	93736	96043	98085	98602	97656	95765	94761	91168	90934	89962	87941	86664
V	227857	231604	233512	235396	236260	232288	229470	223811	219894	216011	211232	207730	199527
VI	118849	121010	122983	125798	125873	123675	122893	120512	118280	115944	114704	112415	108433
VII	141198	144148	146891	148953	148929	145623	143811	139574	135856	131708	129292	126339	122554
VIII	291979	293262	302668	301393	302103	300368	293124	286091	277723	269172	262644	255419	245667
IX	139458	140975	144451	146959	148426	146368	145618	139656	137653	133939	130242	126008	120523
X	164048	168311	171897	174278	175530	176467	175534	171673	169109	164362	161620	110290	106156
XI	15136	15388	15414	15605	15493	15344	15261	14037	14307	13948	13726	13578	13228
XII	21755	22163	22233	22222	21882	21411	20946	20389	19976	19619	19458	19204	18520
XIII	844445	839591	864175	897936	899231	894243	878816	870870	858400	842076	828938	816242	782675
XIV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	49158	46810
XV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	26934	26512
Desv.	208850	207391	213657	221684	222028	220859	216694	214750	211567	207277	203919	192571	184495

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Así, como muestra la tabla 4.3, más de 60% del total de alumnos del país se concentra en las regiones XIII, V y VIII correspondiendo a las mayores áreas metropolitanas: el Gran Santiago<sup>5</sup>, Gran Valparaíso<sup>6</sup> y Gran Concepción<sup>7</sup>, respectivamente. Por otro lado, las regiones XII y XI no superan el 2% del total de alumnos, mostrando que la amplia dispersión presente en la matrícula escolar regional está relacionada con la densidad poblacional, pues son las áreas más densamente pobladas las que lideran la cantidad de estudiantes.

**Tabla 4.3** – Proporción de la matrícula nacional total por región en 2009

Región	porcentaje	acum.
XIII	38,60%	38,60%
VIII	12,12%	50,72%
V	9,84%	60,56%
VII	6,04%	66,61%
IX	5,94%	72,55%
VI	5,35%	77,90%
X	5,24%	83,14%
IV	4,27%	87,41%
II	3,64%	91,05%
XIV	2,31%	93,36%
I	1,94%	95,30%
III	1,83%	97,13%
XV	1,31%	98,43%
XII	0,91%	99,35%
XI	0,65%	100%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

<sup>4</sup>Se debe mencionar que estos datos muestran la creación de las regiones XIV y XV en 2008, lo que desagrega los matriculados que se tenían anteriormente en la regiones I y X, correspondientemente.

<sup>5</sup>Acorde al Instituto Nacional de Estadísticas (INE), es la mayor área metropolitana de Chile, que agrupa 37 comunas, de las cuales 26 se encuentran completamente dentro del radio urbano.

<sup>6</sup>Según el Instituto Nacional de Estadísticas está formado por la conurbación de las comunas de Valparaíso, Viña del Mar, Concón, Placilla de Peñuelas, Quilpué y Villa Alemana.

<sup>7</sup>Acorde a Observatorio Urbano, comprende las áreas urbanas de las comunas de Concepción, Chiguayante, Penco, San Pedro de la Paz, Talcahuano, Hualqui, Tomé, Coronel, Lota y Hualpén.

Con respecto a la matrícula comunal, es observable en la tabla 4.4 que en el año 2009, en promedio cada una de las comunas del país contaba con 6.052 alumnos y, a su vez, la cantidad de estudiantes entre las diversas comunas está altamente dispersa, por ejemplo la desviación estándar en 2009 alcanza a 9.638 alumnos.

**Tabla 4.4** – Promedio nacional del número de estudiantes por comuna, entre 1997 y 2009

	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Promedio	6747	6763	6919	7070	7088	7007	6919	6791	6666	6535	6419	6281	6052
Desv.	10159	10279	10547	10903	11028	10809	10749	10617	10451	10314	10137	9973	9638

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Esta dispersión es aún más latente, cuando se observa que cantidad de alumnos tiene cada comuna. La tabla 4.5 muestra cuantas comunas tienen cierta cantidad de matrícula en determinado momento el tiempo, así es posible observar que existen muchas más comunas con menos de 5.000 estudiantes matriculados en enseñanza básica y a su vez, hay algunas comunas que superan los 50.000 alumnos. En el 2009, las tres comunas con mayor número de estudiantes eran Puente Alto, Maipú y La Florida con 64.154, 60.213 y 39.817, respectivamente. Por otro lado, las tres comunas con menor cantidad de alumnos fueron Río Verde, Antártica y Timakuel con 1, 4 y 11 niños.

**Tabla 4.5** – Cantidad de comunas por rango de alumnos matriculados, entre 1997 y 2009

Matriculados	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
50001-70000	2	2	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	2
30001-50000	12	14	12	12	13	12	10	11	10	10	9	8	10
10001-30000	49	49	50	51	49	51	54	53	53	51	53	53	51
5001-10000	39	39	40	39	40	39	38	37	38	39	34	34	31
2001-5000	95	94	95	92	95	93	89	84	81	78	81	78	78
1001-2000	72	71	69	72	69	72	74	76	78	78	77	80	84
0-1000	64	64	63	63	63	63	65	69	70	74	76	78	79

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Finalmente, al considerar la matrícula escolar por nivel educativo ésta es muy similar para para cada uno de los ocho grados que componen la enseñanza básica. Así, cada curso concentra en torno a un 12% de la matrícula total, como lo muestra la tabla 4.6.

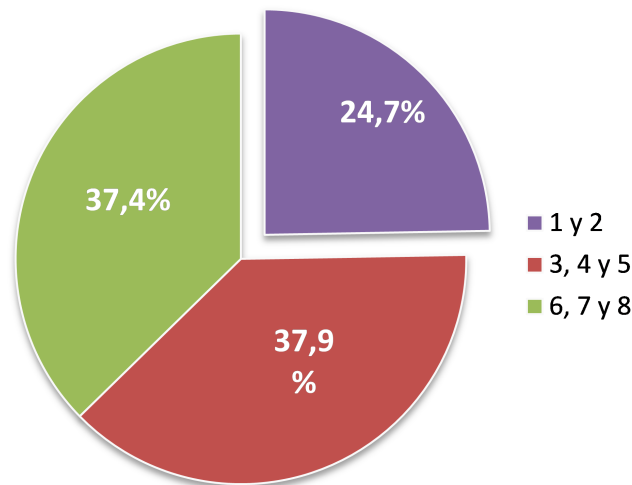
**Tabla 4.6** – Matrícula escolar nacional por nivel de enseñanza, entre 1997 y 2009

Nivel	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
1	314328	292779	287093	284672	281379	272796	268320	266356	264098	258028	262620	253282	241725
2	311923	316567	306462	299464	293678	290084	280452	269794	263017	260966	253237	256964	244795
3	301528	305922	302309	293239	286829	283079	278567	272854	269257	261891	259141	252232	251720
4	292963	296307	313048	311928	300709	295181	290444	281566	271125	268196	259228	256089	245124
5	284110	294711	299452	311979	312269	302392	295411	293107	287846	276913	272594	264909	258189
6	247994	273792	295173	296163	308578	309426	299411	293632	291811	286358	275846	271879	259870
7	250151	241681	271524	295978	291026	304750	305505	298171	292335	290060	285427	275174	267697
8	230396	230162	229082	260827	285911	282472	292875	292681	287113	280191	275896	273488	258311

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Es posible mencionar que la matrícula está concentrada en alumnos mayores de 8 años, en torno a un 75% del total. Cabe destacar que es este grupo los que fueron obligados a incorporarse a la JEC, ya que la extensión de jornada era voluntaria para aquellos alumnos pertenecientes a primero y segundo básico.

**Figura 4.2** – Matrícula por nivel educativo, en 2009



Fuente: Elaboración propia, basado en datos de MINEDUC.

#### 4.1.2. Establecimientos educacionales en enseñanza básica

Desde 1997, la cantidad de colegios que imparten niveles correspondientes a la enseñanza básica se ha mantenido relativamente estática, en torno a los 8.800 establecimientos. La tabla 4.7 muestra en detalle la evolución del número de escuelas por tipo de administración y propiedad, para cada año. Es observable que ha existido un incremento en la cantidad total de establecimientos, pasando desde 8.640 en 1997 hasta 8.859 en 2009.

**Tabla 4.7** – Cantidad de colegios por tipo de establecimiento, entre 1997 y 2009

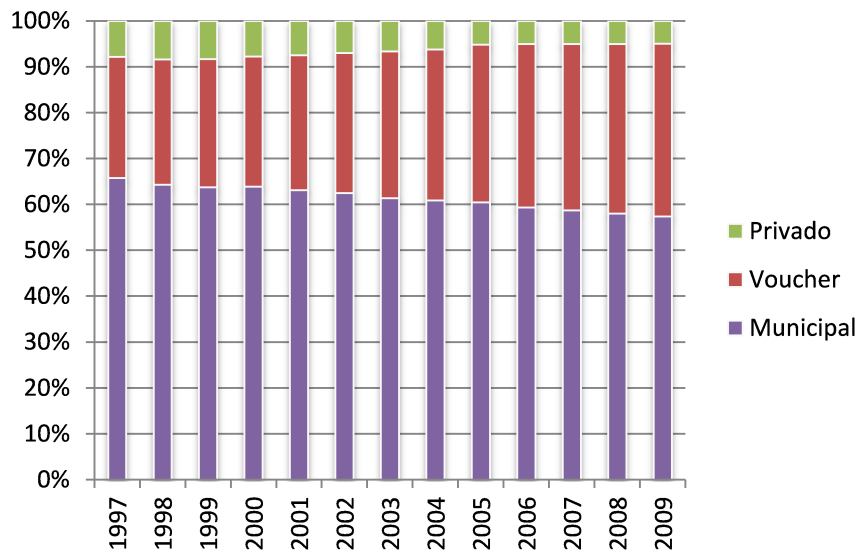
Año	Tipo de establecimiento			Total
	Municipal	Voucher	Privado	
1997	5683	2282	675	<b>8640</b>
1998	5676	2409	743	<b>8828</b>
1999	5632	2471	733	<b>8836</b>
2000	5571	2475	674	<b>8720</b>
2001	5558	2593	657	<b>8808</b>
2002	5514	2690	616	<b>8820</b>
2003	5459	2850	589	<b>8898</b>
2004	5420	2928	556	<b>8904</b>
2005	5391	3066	461	<b>8918</b>
2006	5261	3158	446	<b>8865</b>
2007	5186	3203	446	<b>8835</b>
2008	5121	3259	443	<b>8823</b>
2009	5082	3336	441	<b>8859</b>

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Con respecto al número de colegios por tipo de establecimiento, es apreciable que la mayoría de estos son municipales, seguidos por los subvencionados y en tercer lugar, los privados. Al revisar la figura 4.3, es posible notar que ha habido un incremento en la cantidad de escuelas subvencionadas, tendencia similar a lo ocurrido en el caso de las matrículas. También, es

notable como la cantidad de matriculados en el sistema subvencionado es mayor, aún cuando hay más escuelas municipales, lo que muestra que ha habido una fuga de estudiantes desde un sistema al otro.

**Figura 4.3** – Evolución entre 1997 y 2009 de la cantidad de colegios, por tipo de establecimiento



Fuente: Elaboración propia, basado en datos de MINEDUC.

Al revisar la distribución geográfica de estos colegios, en la tabla 4.8, nuevamente la mayor cantidad está en la región metropolitana y es posible notar una alta dispersión en la cantidad de colegios en las diferentes regiones, alcanzando una desviación estándar de 544 establecimientos.

**Tabla 4.8** – Cantidad de colegios por región, entre 1997 y 2009

Región	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
I	161	167	171	172	174	183	187	193	199	201	200	118	123
II	117	124	124	127	130	129	132	133	137	139	137	138	138
III	114	120	117	117	119	120	122	125	125	121	121	119	119
IV	548	554	556	550	554	553	549	559	563	571	571	569	575
V	798	795	801	794	807	799	806	798	805	808	806	801	806
VI	532	526	526	525	525	517	513	509	510	504	499	493	502
VII	735	730	723	717	718	716	716	714	717	706	697	689	691
VIII	1309	1317	1289	1281	1283	1272	1268	1260	1251	1213	1215	1213	1211
IX	1204	1216	1224	1193	1217	1210	1217	1185	1193	1194	1168	1147	1138
X	1336	1347	1365	1386	1411	1434	1436	1441	1434	1416	1409	941	940
XI	57	58	60	61	60	63	68	68	71	69	68	67	67
XII	62	61	61	60	60	60	59	59	58	59	59	60	59
XIII	1667	1813	1819	1737	1750	1764	1825	1860	1855	1864	1885	1911	1931
XIV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	470	469
XV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	87	90
Desv.	541	564	564	551	557	559	568	570	568	565	566	541	544

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

En este sentido, como muestra la tabla 4.9, la mayor parte de los colegios se concentra en la región metropolitana, que por sí sola alcanza el 21,8% del total de establecimientos en el país en 2009. Es seguida por las regiones VIII, IX, X y V con 13,67%, 12,85%, 10,61% y 9,1% del total, respectivamente. Entre estas cinco regiones concentran un 68,02% de las instituciones nacionales. Al igual que en el caso de la matrícula escolar son las regiones XI y XII las que tienen menor cantidad de escuelas, que entre ambas no superan el 2% del total.

**Tabla 4.9** – Proporción nacional de los colegios por región en 2009

Región	porcentaje	acum.
XIII	21,80%	21,80%
VIII	13,67%	35,47%
IX	12,85%	48,31%
X	10,61%	58,92%
V	9,10%	68,02%
VII	7,80%	75,82%
IV	6,49%	82,31%
VI	5,67%	87,98%
XIV	5,29%	93,27%
II	1,56%	94,83%
I	1,39%	96,22%
III	1,34%	97,56%
XV	1,02%	98,58%
XI	0,76%	99,33%
XII	0,67%	100,00%

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Es posible observar en la tabla 4.10 la cantidad de establecimientos por comuna. En el año 2009, cada comuna tiene en JEC 26 establecimientos y con una desviación estándar en 2009 de 26 escuelas. Durante todo el tiempo de análisis estas cifras se mantuvieron relativamente estáticas.

**Tabla 4.10** – Promedio de colegios por comuna entre 1997 y 2009

	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Promedio	26	27	27	26	26	26	27	27	27	27	26	26	26
Desv.	24	25	25	24	25	25	25	25	25	25	25	25	26

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

La tabla 4.11 muestra el número de comunas que poseen cierta cantidad de colegios en cada año. Nuevamente es observable una alta dispersión, ya que la mayoría de las comunas tienen menos de 50 escuelas, pero algunas superan las 150. En 2009, las cinco comunas con mayor cantidad de colegios fueron Temuco, La Florida, Viña del Mar, Concepción y Puente Alto con 194, 135, 135, 126 y 118 establecimientos respectivamente. Por otro lado, hay diez comunas<sup>8</sup> con solo una escuela las cuales corresponden, en su mayoría a zonas rurales o extremas.

**Tabla 4.11** – Cantidad de comunas por número de establecimientos, entre 1997 y 2009

N°	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>101-200</b>	7	8	7	7	7	7	8	9	9	8	8	9	9
<b>51-100</b>	28	33	33	31	33	32	29	30	29	31	30	30	30
<b>41-50</b>	25	19	22	24	23	24	26	23	25	24	22	22	21
<b>31-40</b>	42	43	40	40	39	40	39	39	38	37	38	34	35
<b>21-30</b>	57	60	56	56	59	59	61	63	61	63	65	66	67
<b>11-20</b>	83	81	86	85	81	78	78	74	75	70	71	73	72
<b>0-10</b>	91	89	89	90	91	94	93	96	97	101	100	101	101

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

<sup>8</sup>Las cuales son Ollague, Río Verde, O'higgins, Antártica, Chochrane, Laguna Blanca, Timakuel, San Gregorio, Juan Fernandez y Tortel.

## 4.2. Implementación de la JEC

A continuación es analizada la implementación de la Jornada Escolar Completa (JEC) desde su inicio, en 1997, hasta 2009. Primero es revisada la aplicación de este programa en relación a la cantidad de niños matriculados en niveles correspondientes a la enseñanza básica y luego con respecto a la incorporación de colegios al programa.

### 4.2.1. Alumnos adheridos a la JEC

La JEC empezó a implementarse en el año 1997, incrementando las horas en aulas estudiantas en un promedio de 30%. Así, en el primer año se incorporaron 1.511.845 alumnos de enseñanza básica a este régimen, correspondiendo a un 67,7% de la matrícula total básica. Como se aprecia en el cuadro 4.12 desde entonces, la cantidad de niños participantes de esta política se fue incrementando lentamente hasta llegar a un 73,51% en 2009.

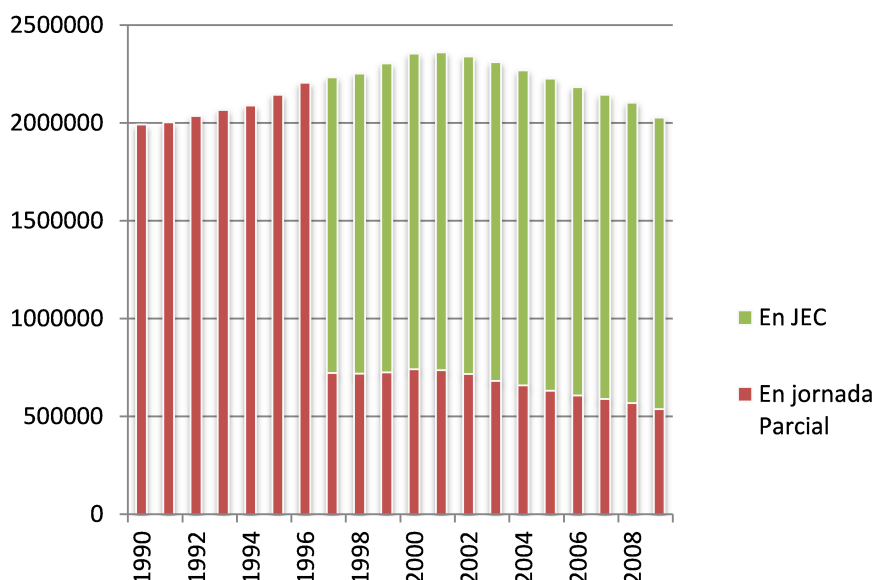
**Tabla 4.12** – Matrícula escolar y ratio de implementación nacional JEC entre 1997 y 2009

Año	Matrícula		Implementación
	Total	En JEC	
1997	2233393	1511845	67,69 %
1998	2251921	1533354	68,09 %
1999	2304143	1579069	68,53 %
2000	2354250	1613068	68,52 %
2001	2360379	1624928	68,84 %
2002	2340180	1623479	69,37 %
2003	2310985	1630411	70,55 %
2004	2268161	1609671	70,97 %
2005	2226602	1595442	71,65 %
2006	2182603	1576508	72,23 %
2007	2143989	1555411	72,55 %
2008	2104017	1535484	72,98 %
2009	2027431	1490295	73,51 %

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

En el gráfico 4.4 esta tendencia es más clara, siendo mostrada en verde la cantidad de matrícula en JEC. También es apreciable como, desde el año 2001 hay una caída en matrícula total y lento incremento en la incorporación al programa.

**Figura 4.4** – Matrícula por jornada, entre 1990 y 2009



Fuente: Elaboración propia, basado en datos de MINEDUC.



Uno de los motivos de esta rápida implementación en el primer año y lenta en los posteriores, es que los primeros en incorporarse fueron aquellos colegios que dada la presencia de bajos requerimientos de inversión adicional en infraestructura les fue más sencillo adoptar esta medida. Es apreciable en la tabla 4.13 que las regiones que concentran la matrícula escolar son, precisamente, las que se han incorporado en menor medida a JEC, ya que en estas existen mayores dificultades para realizar las ampliaciones de infraestructura necesarias para implementar el programa. La desviación estándar del ratio de implementación muestra la alta dispersión en los ritmos de incorporación entre las regiones, estando en torno al 10% para todos los años.

**Tabla 4.13** – Proporción de alumnos en JEC, para cada región entre 1997 y 2009

Región	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
I	55,1%	55,0%	56,5%	56,8%	57,6%	59,1%	60,5%	60,5%	61,4%	62,0%	63,4%	64,5%	64,4%
II	56,7%	57,4%	58,3%	58,6%	58,7%	59,9%	60,1%	60,7%	61,6%	61,4%	62,1%	61,8%	62,1%
III	63,7%	63,8%	63,7%	64,2%	64,7%	64,9%	65,2%	65,4%	65,2%	65,6%	65,3%	65,8%	66,8%
IV	68,6%	67,8%	68,6%	69,0%	69,3%	69,4%	71,0%	71,2%	71,3%	71,7%	71,2%	70,5%	71,9%
V	51,9%	52,0%	53,2%	53,9%	54,4%	55,3%	56,0%	56,4%	57,3%	57,1%	57,6%	57,8%	58,1%
VI	61,8%	62,7%	63,6%	63,8%	64,1%	64,3%	64,6%	64,9%	65,8%	65,6%	65,6%	65,8%	66,0%
VII	62,2%	63,3%	63,6%	63,9%	64,2%	64,2%	64,1%	63,7%	63,5%	64,4%	64,4%	64,6%	64,3%
VIII	52,7%	53,6%	54,0%	54,7%	55,3%	55,3%	56,7%	57,1%	57,9%	57,8%	57,9%	57,8%	58,5%
IX	75,8%	76,6%	77,2%	76,9%	76,7%	76,5%	77,1%	77,1%	77,4%	77,8%	78,1%	78,6%	79,9%
X	74,3%	74,8%	75,4%	75,6%	75,9%	75,7%	77,1%	77,3%	78,6%	79,6%	79,1%	77,0%	78,7%
XI	85,7%	85,9%	88,0%	87,8%	87,5%	87,5%	85,9%	84,8%	85,6%	86,6%	87,4%	87,1%	87,3%
XII	61,1%	62,3%	63,1%	63,9%	63,9%	65,5%	65,4%	65,7%	67,4%	67,3%	66,8%	69,6%	71,0%
XIII	47,3%	48,1%	49,3%	49,5%	50,0%	50,8%	51,8%	52,5%	52,8%	53,2%	53,1%	53,2%	53,8%
XIV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	84,4%	85,1%
XV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	65,3%	65,8%
desv.	10,9%	10,8%	10,9%	10,7%	10,4%	10,1%	9,7%	9,4%	9,4%	9,7%	9,6%	9,8%	10,0%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Si se analiza la aplicación por rango de implementación a nivel comunal, es notable que más de la mitad de las comunas partió sobre el 70% y, a la vez, el número de comunas bajo el 50% de implementación se ha mantenido relativamente estático en el tiempo, tal y como lo muestra el cuadro 4.14.

**Tabla 4.14** – Cantidad de comunas, por porcentaje de matriculados en JEC, entre 1997 y 2009

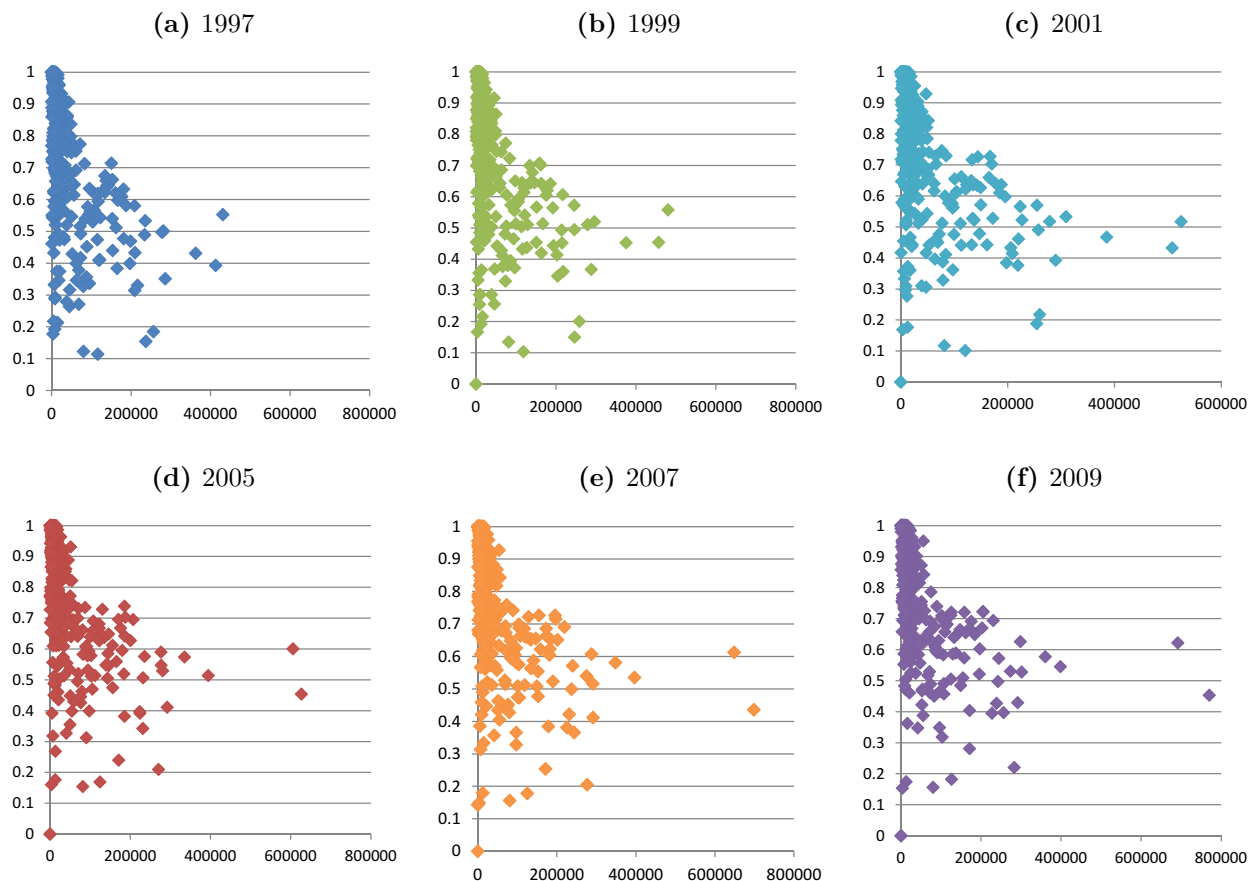
Porcentaje	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
91- 100	66	66	71	74	77	81	88	86	90	96	96	96	108
81- 90	71	75	75	76	74	70	72	71	68	66	67	68	64
71- 80	56	50	49	46	48	53	48	52	54	52	51	52	50
61- 70	51	61	56	55	52	45	48	52	54	53	54	52	47
51- 60	33	24	31	32	36	38	35	33	32	30	31	29	32
41- 50	23	27	25	26	22	22	21	20	16	18	17	19	18
31- 40	17	13	12	11	14	14	11	10	11	10	10	10	8
21- 30	8	9	6	5	3	5	5	3	3	2	1	1	2
11- 20	6	6	5	5	4	4	4	5	4	6	6	5	4
0-10	0	2	3	3	3	2	2	2	2	1	1	3	2
Total	331	333	333	333	333	334	334	334	334	334	334	335	335

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

La figura 4.5 relaciona el grado de implementación JEC y la población de la comuna, mostrando que las menos pobladas tienen mayor proporción de alumnos con jornada exten-

cida. Además, al pasar el tiempo el ratio de incorporación y la población comunal aumenta, a la vez que cae lentamente la dispersión en la implementación.

**Figura 4.5** – Implementación JEC y densidad poblacional de la comuna, entre 1997 y 2009



Fuente: Elaboración propia, basado en datos de MINEDUC.

El cuadro 4.15 permite analizar la incorporación de alumnos por nivel educacional mediante ratios de implementación nacional. Estos muestran que para los dos primeros grados, donde la adopción de la JEC era de carácter voluntario, el ratio está en torno al 30% y experimenta una leve caída a través de los años. Por otro lado, todos los cursos superiores tienen una implementación similar desde 65% en 1997 llegando a 73%, aproximadamente, en 2009.

**Tabla 4.15** – Implementación JEC por nivel educativo en base a matrícula nacional, entre 1997 y 2009

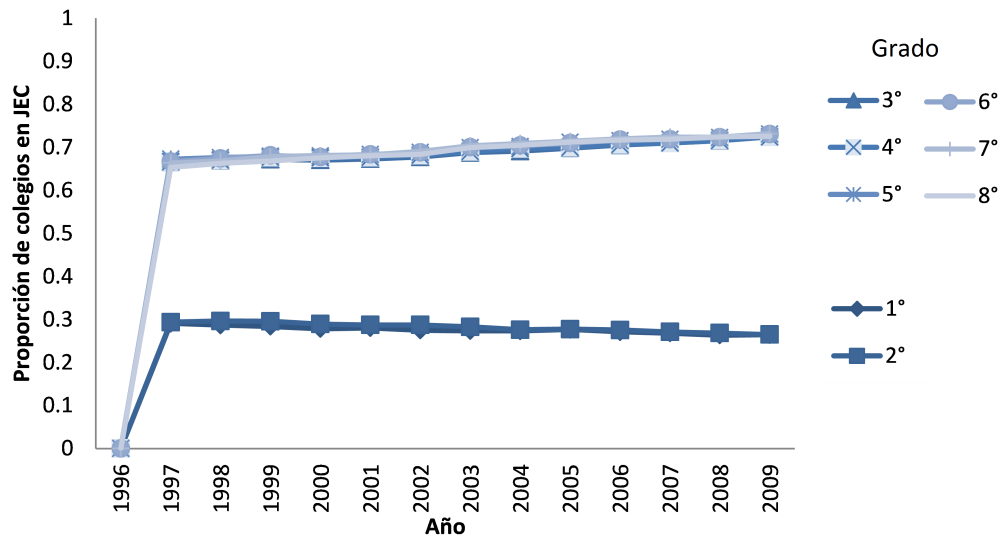
Nivel	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
1	29,1%	28,7%	28,4%	27,8%	28,0%	27,5%	27,4%	27,3%	27,7%	27,1%	26,8%	26,4%	26,5%
2	29,3%	29,6%	29,6%	28,9%	28,7%	28,7%	28,3%	27,6%	27,7%	27,5%	27,1%	26,8%	26,5%
3	66,6%	66,9%	67,2%	67,1%	67,3%	67,7%	68,8%	69,1%	69,8%	70,5%	71,0%	71,5%	72,6%
4	66,7%	67,0%	67,6%	67,5%	67,7%	68,1%	69,0%	69,7%	70,0%	70,6%	71,0%	71,6%	72,4%
5	67,3%	67,6%	67,9%	68,0%	68,3%	68,8%	69,9%	70,2%	71,2%	71,5%	71,9%	72,3%	73,0%
6	66,7%	67,4%	68,1%	67,7%	68,3%	68,8%	70,1%	70,4%	71,0%	71,8%	71,9%	72,4%	73,1%
7	66,4%	66,8%	67,8%	68,1%	68,2%	69,0%	70,3%	70,9%	71,4%	71,9%	72,4%	72,4%	73,2%
8	65,3%	66,2%	66,8%	67,6%	68,0%	68,4%	70,0%	70,5%	71,2%	71,7%	71,9%	72,4%	72,5%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Las tendencias nacionales de implementación por nivel educativo es graficada en la figura 4.6. Los niveles sobre tercero básico experimentaron una rápida adhesión en 1997 y luego

un lento incremento a través de los años. Por otro lado, para primero y segundo se ve una incorporación de 30% el primer año, es decir, la mitad que para alumnos mayores, el cual va lentamente decayendo en el tiempo.

**Figura 4.6** – Tendencia en la matrículas por niveles, entre 1997 y 2009



Fuente: Elaboración propia, basado en datos de MINEDUC.

Dado que la unidad administrativa de los establecimientos es comunal y no nacional, es pertinente revisar lo ocurrido con ratios en ese nivel. La tabla 4.16 muestra que para primero y segundo la implementación promedio por comuna está en torno a un 53% el cual aumenta en casi 1% en 2009, con una desviación estándar cercana al 30%. Para los otros cursos el promedio comunal parte en 78% en 1997 llegando 85% en 2009, aproximadamente, con una dispersión en torno al 20%.

**Tabla 4.16** – Implementación JEC por nivel educativo, en base a matrícula comunal promedio, entre 1997 y 2009

Nivel	Año													
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
1	media	52,9%	52,9%	52,8%	53,0%	53,2%	52,2%	52,5%	52,7%	53,2%	53,2%	53,1%	52,6%	53,8%
	desv.	31,8%	32,3%	32,5%	32,4%	32,5%	32,5%	33,0%	32,8%	32,9%	33,3%	33,3%	33,5%	34,6%
2	media	53,1%	53,2%	53,5%	53,7%	53,5%	53,1%	53,2%	53,1%	53,0%	53,2%	53,4%	52,8%	54,0%
	desv.	32,1%	32,1%	32,1%	32,4%	32,3%	32,4%	32,6%	32,8%	32,9%	33,1%	33,3%	33,6%	34,4%
3	media	78,3%	78,8%	78,7%	79,2%	79,4%	79,7%	80,4%	81,2%	81,6%	82,1%	83,2%	83,7%	85,0%
	desv.	20,8%	20,4%	20,3%	20,0%	20,2%	19,6%	19,8%	18,3%	18,8%	19,0%	17,9%	17,5%	18,6%
4	media	78,3%	78,2%	78,7%	78,8%	79,0%	79,5%	80,3%	80,7%	81,9%	82,1%	82,6%	83,3%	85,0%
	desv.	20,7%	21,1%	20,7%	20,2%	20,3%	19,7%	19,9%	19,3%	17,8%	18,8%	18,5%	18,3%	18,1%
5	media	78,5%	79,1%	79,1%	79,2%	79,3%	79,9%	81,2%	80,8%	82,1%	83,0%	83,2%	83,5%	85,3%
	desv.	20,9%	20,0%	20,1%	20,3%	20,0%	19,5%	19,1%	19,4%	18,5%	17,7%	18,1%	18,3%	18,0%
6	media	78,2%	78,6%	79,5%	79,5%	79,5%	79,7%	81,3%	81,4%	81,8%	82,4%	82,9%	83,5%	85,5%
	desv.	21,0%	20,7%	19,7%	19,6%	20,0%	19,9%	18,5%	18,7%	18,9%	18,6%	18,3%	18,6%	17,4%
7	media	79,6%	80,1%	80,9%	81,1%	81,1%	81,2%	82,2%	82,4%	83,0%	83,6%	84,1%	84,4%	85,1%
	desv.	22,8%	22,0%	20,9%	20,8%	20,9%	20,3%	20,3%	19,4%	19,4%	19,0%	19,3%	19,2%	18,8%
8	media	79,5%	79,6%	80,4%	81,0%	81,0%	80,8%	82,1%	82,1%	82,7%	83,5%	83,7%	84,7%	85,2%
	desv.	22,9%	22,5%	21,6%	20,9%	21,0%	21,0%	20,2%	20,2%	19,6%	19,5%	19,5%	18,8%	18,4%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

La alta divergencia entre los ratios por nivel educacional al ser calculados en base a los promedios comunales nacionales puede ser explicada con respecto a la dispersión poblacional de las distintas comunas, pues precisamente las localidades que presentan una mayor concentración de la matrícula escolar son las que tienen menores niveles de implementación JEC, disminuyendo así los ratios nacionales. Esto es más claro si se revisa la información de la tabla 4.17, aquí es realizado el mismo ejercicio que en la tabla 4.16, es decir mostrar los promedios por nivel de los ratios comunales de implementación para cada grado educacional, con la diferencia de que solamente están siendo consideradas las comunas pertenecientes a la Región Metropolitana de Santiago. Esta región concentra aproximadamente un 39% de la matrícula escolar básica, en estas comunas el promedio de implementación comunal para primero básico está en torno a un 25% en 1997 siendo reducido al 22%, aproximadamente, en 2009. En otras palabras, el nivel es aún más bajo que para el ratio nacional y la caída también es más rápida. Siendo la implementación para cursos superiores, también inferiores al promedio nacional en casi un 10%.

**Tabla 4.17** – Implementación JEC por nivel educativo, en base a matrícula comunal promedio de la Región Metropolitana, entre 1997 y 2009

Nivel		Año												
		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
1	media	25,1%	24,5%	25,1%	24,7%	25,0%	24,1%	23,5%	23,6%	23,1%	23,0%	22,3%	21,5%	21,7%
	desv.	26,4%	26,6%	26,3%	26,2%	26,5%	25,9%	24,7%	24,5%	24,0%	24,2%	24,0%	23,3%	23,8%
2	media	25,4%	25,1%	25,5%	25,0%	24,9%	24,5%	24,2%	23,5%	23,5%	23,0%	22,4%	22,0%	21,4%
	desv.	26,7%	27,0%	26,4%	26,1%	26,4%	26,0%	25,5%	24,7%	24,4%	24,1%	23,8%	23,9%	23,4%
3	media	66,2%	66,1%	66,4%	66,2%	66,7%	66,4%	66,8%	67,7%	67,6%	68,4%	68,8%	68,8%	70,0%
	desv.	21,2%	20,9%	19,8%	19,6%	20,0%	19,2%	19,2%	19,3%	18,6%	18,4%	18,5%	18,6%	18,6%
4	media	66,3%	66,2%	66,7%	66,4%	66,8%	66,4%	67,1%	68,1%	68,4%	68,6%	68,9%	69,0%	69,6%
	desv.	21,2%	21,2%	20,2%	19,7%	19,8%	19,7%	19,1%	19,2%	19,0%	18,7%	18,7%	18,5%	18,6%
5	media	66,9%	67,2%	67,5%	67,5%	67,6%	67,7%	68,1%	68,7%	69,7%	70,2%	70,2%	70,5%	70,7%
	desv.	20,6%	20,8%	19,7%	19,8%	19,6%	18,9%	18,7%	18,8%	18,1%	18,3%	18,4%	18,3%	18,1%
6	media	67,1%	67,4%	67,7%	67,3%	67,9%	67,7%	68,6%	69,1%	69,3%	70,4%	70,9%	70,8%	71,3%
	desv.	21,2%	20,7%	19,7%	19,5%	19,9%	19,3%	18,5%	18,7%	18,3%	18,1%	18,7%	18,5%	18,4%
7	media	67,5%	67,6%	68,5%	68,2%	68,2%	68,2%	69,1%	70,1%	70,1%	70,5%	71,0%	71,4%	72,1%
	desv.	22,0%	21,8%	20,3%	19,9%	19,9%	19,7%	19,2%	19,1%	18,4%	18,6%	18,7%	19,0%	18,9%
8	media	68,2%	67,8%	68,2%	68,5%	68,6%	68,1%	69,3%	69,7%	70,4%	70,6%	70,5%	70,9%	71,5%
	desv.	22,3%	22,0%	21,0%	20,3%	20,0%	20,0%	19,6%	19,5%	19,1%	18,7%	19,1%	19,1%	19,3%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

En definitiva, un 68% de la matrícula total escolar básica se incorporó rápidamente al inicio de la aplicación de la JEC y esta adhesión al programa fue elevándose lentamente, hasta llegar a un 73.5% en 2009. Sin embargo, esta implementación ha sido diferenciada tanto geográficamente como por nivel educativo. Las comunas que concentran la mayor parte de la población escolar son las que se han incorporado con mayor lentitud y a su vez, los niveles en los que esta reforma no era obligatoria, primero y segundo básico, la incorporación ha sido la mitad del nivel que para aquellos casos donde si era obligatoria. Con respecto al promedio nacional y en las comunas más pobladas, en primero y segundo básico la tendencia ha sido una pequeña reducción en los niveles JEC desde su inicio hasta 2009.

### 4.2.2. Incorporación de Colegios a JEC

En el inicio del proceso de aplicación de la JEC, del total de 8.640 establecimientos del país que proveen algún grado correspondiente a la enseñanza básica 5.903 extendieron su jornada, representando un ratio de implementación de 68,3%. En el año 2009 la cifra de colegios que han adherido este plan son 7.009, representando 79,1% del total. El detalle de la incorporación nacional al programa está mostrado en el cuadro 4.18.

**Tabla 4.18** – Incorporación nacional de colegios a JEC, entre 1997 y 2009

año	N°de colegios		Implementación
	Total	En JEC	
1997	8640	5903	<b>68,3%</b>
1998	8828	5991	<b>67,9%</b>
1999	8836	6065	<b>68,6%</b>
2000	8720	6089	<b>69,8%</b>
2001	8808	6202	<b>70,4%</b>
2002	8820	6281	<b>71,2%</b>
2003	8898	6443	<b>72,4%</b>
2004	8904	6525	<b>73,3%</b>
2005	8918	6651	<b>74,6%</b>
2006	8865	6753	<b>76,2%</b>
2007	8835	6829	<b>77,3%</b>
2008	8823	6910	<b>78,3%</b>
2009	8859	7009	<b>79,1%</b>

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

Al igual que lo ocurrido en el caso de la cantidad de alumnos matriculados en JEC, la incorporación de colegios al programa se ha dado de manera diferenciada para las diversas regiones del país, como muestra la tabla 4.19 la Región Metropolitana es la que más lentamente se ha adherido, partiendo de un ratio de 50,9% en 1997 para llegar a un total de 61,2% en 2009. Es seguido por la Quinta y Octava Región, en las cuales en el año 2009 un 71,1% y un 75,4% de los establecimientos tienen la jornada extendida. Adicionalmente, es posible notar la dispersión presente entre la implementación de a JEC entre las distintas regiones, en torno a 10%.

**Tabla 4.19** – Proporción de colegios en JEC a nivel regional, entre 1997 y 2009

Región	year												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
I	72,0%	70,7%	73,1%	72,7%	73,0%	73,2%	74,3%	74,1%	74,9%	75,6%	77,5%	71,2%	71,5%
II	70,9%	69,4%	70,2%	69,3%	69,2%	71,3%	72,0%	72,2%	72,3%	71,9%	73,0%	73,2%	73,9%
III	81,6%	79,2%	81,2%	81,2%	80,7%	80,8%	81,1%	81,6%	81,6%	86,0%	86,0%	87,4%	88,2%
IV	77,6%	77,3%	77,3%	78,4%	78,5%	79,4%	80,7%	81,0%	82,2%	82,7%	83,7%	84,5%	84,7%
V	58,5%	58,7%	58,8%	59,8%	61,3%	63,2%	64,3%	65,2%	66,8%	67,8%	69,1%	70,3%	71,1%
VI	68,6%	70,3%	71,1%	71,4%	72,0%	73,7%	75,0%	77,2%	78,4%	80,6%	81,4%	83,2%	83,5%
VII	74,0%	75,2%	75,9%	76,8%	77,3%	77,8%	78,1%	78,7%	79,2%	81,3%	82,2%	83,9%	84,7%
VIII	62,4%	62,3%	64,9%	64,9%	65,5%	66,4%	68,1%	69,2%	70,4%	73,0%	73,8%	74,8%	75,4%
IX	77,5%	78,3%	78,3%	79,4%	79,5%	79,9%	80,9%	82,1%	83,6%	84,8%	87,2%	88,7%	90,5%
X	83,5%	84,0%	84,5%	84,3%	84,7%	84,9%	86,5%	87,4%	89,1%	91,2%	92,5%	92,6%	93,6%
XI	89,5%	89,7%	91,7%	90,2%	91,7%	92,1%	91,2%	91,2%	91,5%	95,7%	97,1%	98,5%	100%
XII	74,2%	75,4%	75,4%	76,7%	76,7%	78,3%	81,4%	81,4%	82,8%	83,1%	84,7%	85,0%	86,4%
XIII	50,9%	48,3%	48,7%	51,9%	52,6%	53,5%	55,0%	56,0%	57,3%	58,5%	59,5%	60,5%	61,2%
XIV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	94,5%	96,2%
XV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	87,4%	85,6%
Desv.	10,1%	10,5%	10,7%	9,9%	9,8%	9,5%	9,2%	9,1%	9,0%	9,6%	9,6%	10,0%	10,3%

*Fuente:* Elaboración propia en base a datos administrativos de MINEDUC

**Tabla 4.20** – Implementación comunal JEC, promedio nacional entre 1997 y 2009

Año	Ratio de implementación	
	Comunal*	Desviación**
1997	74,9%	19,4%
1998	74,5%	19,7%
1999	75,7%	19,8%
2000	76,3%	19,4%
2001	76,9%	19,3%
2002	77,5%	19,1%
2003	78,9%	18,3%
2004	79,6%	18,1%
2005	80,7%	17,5%
2006	82,4%	17,4%
2007	83,6%	17,3%
2008	84,3%	17,8%
2009	85,1%	17,8%

\* Valor promedio del ratio de implementación comunal

\*\* Desviación estándar de los ratios de implementación comunal

Fuente: Elaboración propia en base a datos administrativos de MINEDUC

La tabla 4.20 lleva el análisis a nivel comunal. En 1997 en cada comuna, en promedio, un 74,9% de los establecimientos contaba con jornada completa, proporción que se incrementó gradualmente hasta llegar a 85,1% en 2009. Además, el promedio de la implementación en las comunas es mayor que el nivel nacional de incorporación al programa, esto ocurre dado que aquellas que tienen más colegios, presentan menores niveles de adhesión. Esto se confirma al revisar la alta desviación estándar, cercana al 20%.

**Tabla 4.21** – Promedio comunal de incorporación a JEC, por región entre 1997 y 2009.

Región		Año												
		1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
I	media	85,5%	85,3%	87,3%	86,8%	86,8%	87,6%	87,2%	85,5%	85,8%	86,5%	89,7%	82,1%	82,2%
	desv.	18,8%	19,4%	16,8%	17,2%	16,9%	16,1%	15,9%	16,6%	16,2%	15,7%	14,5%	15,3%	15,0%
II	media	81,9%	77,7%	81,5%	81,2%	81,2%	83,5%	83,9%	86,1%	86,1%	86,1%	84,3%	84,4%	84,5%
	desv.	19,5%	18,7%	19,5%	19,6%	19,6%	18,7%	18,5%	19,3%	19,2%	19,3%	18,3%	18,2%	18,1%
III	media	87,0%	82,3%	85,8%	85,8%	85,5%	85,5%	86,2%	86,4%	86,6%	89,5%	89,5%	91,2%	94,2%
	desv.	14,4%	14,6%	14,3%	14,3%	13,9%	13,9%	12,9%	12,9%	13,5%	12,8%	12,8%	12,8%	11,1%
IV	media	80,1%	80,1%	80,3%	81,0%	81,3%	81,9%	83,6%	83,9%	84,8%	85,1%	86,5%	87,3%	87,5%
	desv.	11,4%	11,1%	11,4%	10,7%	10,7%	10,8%	11,2%	11,6%	11,3%	10,9%	10,9%	10,9%	10,6%
V	media	73,0%	73,0%	73,3%	74,4%	76,0%	76,9%	78,3%	78,8%	80,7%	81,3%	82,6%	83,4%	83,8%
	desv.	19,4%	19,0%	19,0%	18,1%	18,3%	17,8%	17,9%	17,8%	16,2%	15,8%	15,2%	16,0%	15,6%
VI	media	76,4%	77,5%	77,9%	77,9%	78,3%	79,9%	81,4%	82,7%	83,7%	86,2%	87,3%	88,9%	89,2%
	desv.	15,5%	15,0%	14,7%	14,3%	14,1%	13,4%	13,4%	12,6%	11,7%	11,5%	12,1%	11,7%	11,8%
VII	media	77,7%	78,8%	79,7%	80,3%	80,6%	81,6%	82,3%	82,8%	83,3%	86,5%	87,2%	88,2%	89,0%
	desv.	14,4%	14,0%	14,6%	14,5%	14,3%	14,3%	14,1%	14,3%	13,8%	12,2%	12,1%	11,4%	11,5%
VIII	media	68,4%	68,3%	72,0%	72,1%	72,7%	73,3%	74,9%	75,7%	76,9%	79,8%	80,5%	81,7%	82,3%
	desv.	18,2%	18,1%	19,4%	19,3%	19,1%	19,2%	18,7%	18,3%	17,5%	17,7%	17,6%	17,3%	16,8%
IX	media	77,5%	78,3%	78,5%	79,6%	80,4%	80,8%	82,1%	83,5%	85,0%	86,7%	89,6%	90,9%	93,4%
	desv.	11,2%	10,9%	11,0%	11,6%	11,7%	10,9%	10,4%	10,7%	9,0%	8,4%	8,5%	8,5%	7,7%
X	media	86,0%	86,6%	86,8%	86,8%	87,3%	87,4%	88,6%	89,4%	91,0%	92,6%	93,9%	94,7%	96,1%
	desv.	12,0%	11,5%	11,2%	10,9%	10,5%	10,2%	9,2%	8,9%	7,8%	6,9%	6,6%	6,3%	5,8%
XI	media	96,4%	96,4%	96,9%	96,6%	96,9%	97,1%	97,1%	97,1%	97,3%	98,6%	98,9%	99,7%	100%
	desv.	7,5%	7,5%	6,6%	7,2%	6,6%	6,4%	6,1%	6,1%	5,7%	2,9%	2,4%	1,1%	0,0%
XII	media	71,1%	66,3%	71,1%	71,3%	71,3%	71,6%	81,8%	81,8%	82,0%	82,1%	87,1%	79,4%	79,6%
	desv.	33,5%	40,1%	40,9%	40,9%	40,9%	41,0%	33,0%	33,0%	32,9%	32,9%	31,3%	39,6%	39,7%
XIII	media	58,4%	55,9%	56,1%	58,5%	59,2%	59,4%	60,2%	60,9%	62,0%	63,2%	64,1%	64,7%	65,4%
	desv.	21,2%	20,3%	20,0%	20,5%	20,4%	19,9%	19,5%	18,5%	18,4%	18,7%	18,7%	18,9%	19,2%
XIV	media	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	94,8%	96,5%
	desv.	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	5,1%	4,5%
XV	media	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	95,6%	95,0%
	desv.	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	8,9%	10,0%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

A revisar la implementación comunal, desagregándola por año y región que muestra la tabla 4.21, es posible notar que efectivamente es la Región Metropolitana donde el nivel promedio de implementación en las comunas es menor, partiendo en 58,4% en 1997 y llegando a 65,4% en 2009. Es más, esta incorporación en 2009 es menor que el nivel inicial para cada una de las otras comunas del país. Por otro lado, la región donde se concentran las comunas que se han incorporado al programa en mayor forma es la Región Aysén del General Carlos Ibáñez del Campo (XI) que parte en un 96,4% en 1997 y, en el año 2009, logra que las 67 escuelas con las que cuenta estén con jornada extendida.

En el mismo sentido que lo anterior, la tabla 4.22 permite analizar la aplicación comunal de la JEC, mostrando cuantas comunas han logrado cierto rango de implementación del programa. Es observable que el número de comunas bajo el 30% de incorporación se ha mantenido relativamente estático en el tiempo. Además, la cantidad de comunas que tienen niveles de adhesión entre 90% y 100% han crecido fuertemente en el periodo de estudio, pasando de 68 en 1997 a 167 en 2009. También se puede ver que en el año 2009, un total de 260 comunas tienen implementada la JEC en más del 70% de sus colegios, mientras que en 17 la implementación del programa es menor al 50%.

**Tabla 4.22** – Cantidad de comunas, por porcentaje de colegios incorporados a JEC, entre 1997 y 2009

Porcentaje	Año												
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>91- 100</b>	68	64	74	75	80	84	92	99	105	130	140	158	167
<b>81- 90</b>	77	80	77	81	78	79	88	82	84	69	65	55	54
<b>71- 80</b>	63	60	65	60	63	62	54	50	45	46	42	43	39
<b>61- 70</b>	45	44	41	42	40	40	39	38	48	39	38	35	36
<b>51- 60</b>	28	33	27	27	31	29	25	24	16	12	13	9	8
<b>41- 50</b>	24	23	24	22	18	15	14	13	14	12	9	10	8
<b>31- 40</b>	10	8	7	5	5	6	4	4	4	4	4	4	4
<b>21- 30</b>	4	4	4	3	5	5	4	2	2	2	2	2	2
<b>11- 20</b>	3	3	2	2	2	2	3	2	2	2	2	2	1
<b>0-10</b>	2	3	3	3	3	3	1	1	1	1	1	2	2

Fuente: Elaboración propia en base a datos de MINEDUC

En definitiva, en el año inicial de la implementación de la JEC un 68,3% del total del colegios que ofrecen cursos correspondientes a la enseñanza básica extendieron su jornada. Esta adhesión al programa fue elevándose lentamente, hasta llegar a un 79,1% en 2009. Al igual que en el caso de la matrícula escolar, este proceso de implementación ha sido diferenciado geográficamente. Nuevamente, aquellas comunas que concentran la mayor parte de la población escolar son las que se más lentamente se han incorporado, de esta forma es la Región Metropolitana donde se concentran los menores niveles de implementación de la JEC, tanto al medirla como el ratio regional o como el promedio de los ratios comunales.

# Capítulo 5

## Análisis Empírico

El objetivo de esta sección consiste en definir los diversos factores que explican la Participación Laboral Femenina (PLF); para determinar si la implementación para alumnos de enseñanza básica de la Jornada Escolar Completa (JEC), a nivel comunal, ha tenido algún impacto significativo en ésta. Con este propósito, son realizadas regresiones múltiples para poder atribuir una correlación de cada factor sobre la variable de interés, utilizando un panel elaborado por la autora a partir de datos provenientes del Ministerio de Educación (MINEDUC) y la Encuesta de Protección Social (EPS). Si bien, el impacto obtenido no necesariamente implica causalidad, esta es analizada al basarse en la teoría que relaciona cuidado infantil y Participación Laboral Femenina<sup>1</sup>. Finalmente, es realizado un análisis de sensibilidad, tal que permita revisar la robustez e implicancias de los resultados.

### 5.1. Metodología

#### 5.1.1. Especificación Econométrica

Tal y como fue explicado en el Marco Teórico<sup>2</sup>, la Participación Laboral Femenina es, esencialmente, una decisión de como una persona distribuye su tiempo. La teoría predice que, al elegir entre trabajar o no, lo hará siempre y cuando el salario ofrecido en el mercado sea mayor a su salario de reserva. Así, participar o no del mercado laboral depende de la relación entre dichos salarios, considerando factores que son observables (por ejemplo, ingreso del hogar, edad hijos, nivel de estudios, etc.) y otros que no lo son (preferencias por cuidado infantil, personalidad, entre otros). De esta forma, es pertinente preguntarse como una política pública que permite disminuir el tiempo necesario para el cuidado de los hijos afecta la inserción laboral de la mujer.

Para modelar la probabilidad de que una mujer participe del mercado laboral, en este estudio se utilizan un modelo econométrico de elección discreta en el cual la variable depen-

---

<sup>1</sup>Supra, pp.18-22.

<sup>2</sup> Supra, pp.32-55.



diente mide si el sujeto participa o no.

Así, basado en dicha teoría, una aproximación para estimar el impacto del cuidado infantil, a través de la JEC, es expresada por la siguiente ecuación:

$$Prob(PLF_{ijt} = 1) = \beta_0 + \gamma JEC_{jt} + \beta_1 X_{ijt} + \gamma C_j + \theta A_t R_r + \alpha_i + \eta_{ijt} \quad (5.1)$$

Donde  $PLF_{ijt}$  corresponde a un indicador de la participación laboral de la mujer  $i$ , que vive en la comuna  $j$ , en el año  $t$ .  $JEC_{jt}$  se refiere al ratio comunal de incorporación de colegios a la Jornada Escolar Completa, en la comuna  $j$ , en el año  $t$ .  $X_{ijt}$  representa un vector de variables de control relacionadas con características observables de la mujer.  $C_j$  es un conjunto de efectos fijos a nivel comunal y  $A_t R_r$  es un conjunto de efectos fijos que interactúan la región  $r$  y año  $t$ . Finalmente,  $\alpha_i$  corresponde a aquellas variables inobservables de la mujer  $i$  que representan sus preferencias por trabajo, cuidado infantil y otras características personales que se mantienen constantes en el tiempo y  $\eta_{ijt}$  es el error puramente aleatorio.

#### 5.1.1.1. Variable explicada

La variable dependiente del modelo presentado corresponde a un indicador de la Participación Laboral Femenina (PLF). Esta variable es dicotómica y toma el valor 1 si la mujer  $i$  participa de la fuerza laboral<sup>3</sup>, en la comuna  $j$  en el año  $t$ . En este sentido, la PLF dependerá de la cantidad de tiempo necesario de actividad en el mercado laboral bajo el cual la persona será considerada participante de este. La tabla 5.1, muestra como ha sido en términos de meses, la actividad de las mujeres que componen la muestra.

**Tabla 5.1** – Meses activos de las mujeres mayores de 18 años de edad, para 2002, 2004, 2006 y 2009

Año	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
2002	1.505	48	66	84	81	606	1.738	930	79	281	246	3	11
2004	2.185	39	60	44	29	25	20	20	27	19	27	32	3.966
2006	1.942	27	40	40	17	25	19	29	16	70	32	1.288	2.920
2009	1.749	27	43	44	81	950	1.173	761	432	191	37	36	34

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Encuesta EPS

Así, la forma menos restringida de esta variable sería  $PLF(1)$ , donde la variable toma el valor de 1, cuando la persona ha estado trabajando o buscando empleo al menos un mes en el año. Por otro lado,  $PLF(6)$  sería la forma más estricta de este indicador, en la cual considera a una persona que participa del mercado laboral cuando ha trabajado o buscado trabajo por seis meses o más. Cabe señalar que para el modelo base de las estimaciones de este capítulo, es utilizada la definición más estricta.

#### 5.1.1.2. Variables explicativas

Las variables explicativas del modelo descrito por la ecuación 5.1 están distribuidas en

<sup>3</sup>Tal y como se menciona en la Introducción (supra, p.4), se entiende como participante de la fuerza laboral a la población activa, ya sea ocupados o desocupados.

dos partes (excluyendo a los efectos fijos), la primera referida a la JEC y la segunda es un vector de características observables de la mujer.

La variable  $JEC_{jt}$  corresponde al nivel de implementación de la Jornada Escolar Completa en enseñanza básica, en la comuna  $j$  en el año  $t$ . Esta variable es medida como la proporción de colegios que adoptaron JEC en la comuna, representando la oferta de establecimientos con jornada extendida disponible para la mujer. Se ha optado por esta especificación, ya que<sup>4</sup> es necesario que no exista simultaneidad entre la medida de JEC y la decisión de trabajar. Este problema es especialmente delicado, ya que podría ser fuente de endogeneidad en las estimaciones. En este caso, dado que la decisión de que un colegio se incorpore o no a JEC es tomada por el sostenedor o administrador del establecimiento, se podría considerar como una variable exógena a las decisiones de los padres, ya que la incorporación de colegios que no depende del estatus laboral de la mujer. Así, se espera encontrar que el parámetro  $\gamma$  tenga un signo positivo, indicando que a mayor oferta de colegios JEC, se incrementa la posibilidad de que sus hijos que estén cursando enseñanza básica pasen más tiempo bajo supervisión adulta; lo que debería disminuir el salario de reserva de la mujer, incrementando la probabilidad de que participe en la fuerza laboral.

El vector  $X_{ijt}$  corresponde a un conjunto de variables de control relacionadas a la mujer, que permiten caracterizar su salario potencial de mercado y de reserva. Así primero se consideran los años de educación, edad y edad al cuadrado como indicadores de su salario potencial de mercado. Los años de educación representan su habilidad de generar ingresos, por lo que es esperable que tenga un efecto positivo en la PLF. La edad y edad al cuadrado pretenden aproximar la experiencia laboral con cual cuenta la mujer, la que afecta positivamente de una manera decreciente el salario que puede percibir en el mercado, por lo que la edad debería tener signo positivo y la edad al cuadrado negativo, para mostrar dicha concavidad.

En relación al salario de reserva de la mujer, como fue expuesto en los antecedentes<sup>5</sup>, sus principales determinantes pueden ser agrupados en torno a aquellos que se refieren a la *estructura familiar* y a *costos asociados a la maternidad*. Los factores relativos a la estructura de la familia, tal y como menciona Méndez (2010), tienen que ver con cuál es el rol de la mujer en el hogar. En este sentido, es importante identificar si su rol se asocia principalmente a la figura de cuidadora o proveedora ya que, mientras mayor cercanía con el rol de cuidadora del hogar mayor será su salario de reserva y menor sus probabilidades de entrar al mercado laboral. Así, se debe revisar si la mujer tiene la posibilidad de delegar sus responsabilidades asociadas al hogar en otros integrantes de la familia, ya que esto facilitaría su ingreso al mundo del trabajo. Finalmente, debe ser analizada la riqueza del hogar o los ingresos percibidos por otros miembros de este, lo que indica que la mujer no es el único o principal proveedor del hogar, disminuyendo las probabilidades de que participe en el mercado laboral.

De esta forma, para caracterizar su salario de reserva es utilizada la condición de jefe de hogar como indicador de la dependencia económica de la familia en el empleo de la mujer, por lo que debería impactar positivamente la probabilidad de que trabaje. También se ha

---

<sup>4</sup>Como fue expuesto en limitaciones, p.31.

<sup>5</sup>Supra, pp. 8-15.

considerado una variable que señale si tiene pareja, este indicador podría tener dos efectos; uno como sustituto de su rol en el hogar; y otro que incrementa los ingresos percibidos por este. Si predomina el efecto ingreso, al tener una pareja el dinero percibido por éste hace que su salario de reserva se aumente, disminuyendo la probabilidad de que participe en el mercado laboral. Por otro lado, también podría existir un efecto sustitución en el cual su pareja al ayudarlo con el cuidado de los hijos, reduce el salario de reserva de la mujer e incrementa su participación. Adicionalmente, se han incorporado la presencia en la residencia de otra mujer adulta<sup>6</sup> y la de una mujer adulta mayor<sup>7</sup>, tal que permita identificar la existencia de otras sustitutas de la mujer en el hogar, se espera que la presencia de cualquiera de ellas debería impactar positivamente su participación. Cabe destacar que, con respecto a la presencia de otra mujer adulta, el impacto también podría ser negativo cuando domine un efecto ingreso. Además, la evidencia con respecto a la repercusión de la existencia en el hogar de una mujer anciana es mezclada; Hernando (2009) encuentra un efecto positivo en la PLF, pero hay una corriente de nuevos estudios en Chile<sup>8</sup> en el cual se considera a esta persona como alguien a quien la mujer debe cuidar, representando una restricción sobre su participación laboral.

Finalmente, como uno de los principales determinantes del salario de reserva de la mujer, se considera la existencia de hijos. Los modelos teóricos<sup>9</sup> y la evidencia empírica<sup>10</sup> muestran que la presencia de niños está relacionada inversamente con la PLF, pues el costo de su cuidado incrementa su salario de reserva. Este efecto es especialmente fuerte a medida que los niños en el hogar son menores. Así, en el modelo fueron incluidas tres variables para medir la presencia de hijos; la cantidad de hijos menores de seis años, la cantidad de hijos entre 6 y 13<sup>11</sup> y la cantidad de hijos entre 14 y 18 años<sup>12</sup>. De esta forma, es esperable que los coeficientes de estas variables tengan un efecto negativo sobre la participación y que sea menor a medida que los niños crecen, se debe mencionar que la última medida podría tener un efecto positivo representando a los hijos mayores como sustitutos de la madre en el cuidado de sus hermanos menores.

## 5.1.2. Datos

### 5.1.2.1. Fuente de datos

Para este estudio es utilizado un panel de datos elaborado a partir de antecedentes proveniente de la Encuesta de Protección Social (EPS) e información administrativa sobre las Subvenciones Escolares y Matrícula, del Ministerio de Educación (MINEDUC).

---

<sup>6</sup>Entendiendo como mujer adulta aquella con edad entre 18 y 60 años.

<sup>7</sup>Entendiendo como mujer adulta aquella mayores de 60 años de edad.

<sup>8</sup>Cfr. David Bravo y Esteban Puentes, “Female Labor Force Participation and Informal Care of Adults”, documento en elaboración, 2011,

[http://www.webmeets.com/files/papers/lacea-lames/2011/758/lacea\\_labor\\_informal\\_care.pdf](http://www.webmeets.com/files/papers/lacea-lames/2011/758/lacea_labor_informal_care.pdf).

<sup>9</sup>Supra, pp. 32-44.

<sup>10</sup>Supra, pp.8-22.

<sup>11</sup>Es decir, que asisten a enseñanza básica.

<sup>12</sup>Asistentes a enseñanza media.

La EPS es una encuesta longitudinal de individuos que, actualmente es representativa a nivel nacional<sup>13</sup>. En el presente estudio son utilizadas las rondas correspondientes a los años 2002, 2004, 2006 y 2009, es decir, todas las encuestas disponibles hasta la fecha de elaboración de esta investigación. De esta encuesta es obtenida información referente a la historia laboral, datos individuales, educacionales y de fertilidad y la composición del hogar de las entrevistadas.

En base a información administrativa sobre las subvenciones y matrícula escolar proveniente del MINEDUC, fue generada la variable que cuantifica la proporción comunal de colegios JEC para cada año.

### 5.1.2.2. Elaboración del panel

La muestra contiene un panel de datos elaborados para un total de 7.617 individuos que cumplen con las características de ser mujer y tener entre 18 y 60 años de edad.

**Tabla 5.2** – Descripción del patrón de observaciones de los individuos que conforman el panel

Patrón	Freq.	%	Acum.
1111	13.833	57,1%	57, %
1110	1.840	7,6%	64,7%
1101	636	2,63%	67,33%
1100	574	2,37%	69,7%
1011	1.472	6,08%	75,78%
1010	465	1,92%	77,7%
1001	276	1,14%	78,84%
0111	4.421	18,3%	97,09%
0110	500	2,06%	99,15%
0101	177	0,73%	99,88%
0011	30	0,12%	100%

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

El panel generado no es balanceado, pues no se cuenta con la misma cantidad de mediciones en el tiempo para todos los individuos. En particular, para 436 individuos se tiene observaciones en dos momentos del tiempo, para 1.427 mujeres se tienen mediciones en tres momentos del tiempo y para 2.222 el panel está completo para todos los años, con cuatro momentos del tiempo. En total se tienen 24.224 observaciones, de las cuales 5.687 corresponden al año 2002, 6.511 a 2004, 6468 a 2006 y 5558 a 2009. El detalle del patrón de datos<sup>14</sup> presentes en el panel se muestra en la tabla 5.2.

<sup>13</sup>Inicialmente, en la ronda 2002 sólo era representativa de aquellos afiliados al sistema nacional de pensiones al sistema de AFP, pero esta Representatividad fue ampliada a nivel nacional en 2004.

<sup>14</sup>El patrón es un código numérico que representa si la observación en un determinado año está disponible para cierto individuo, así un patrón 1111 significa que se tienen observaciones para 2002, 2004, 2006 y 2009 mientras que, por ejemplo, 1010 representa que se cuentan con los años 2002 y 2006.

### 5.1.2.3. Datos estilizados de la muestra

A continuación, se muestran datos estilizados de variables incluidas en las regresiones<sup>15</sup> que permiten describir características de la muestra. La tabla 5.3 presenta los ratios de Participación Laboral Femenina para cada una de las seis especificaciones basados en la cantidad de meses de actividad en el mercado, para los cuatro años disponibles.

**Tabla 5.3** – PLF, por diferentes meses de actividad entre 2002 y 2009

Año	Participación Laboral Femenina					
	1	2	3	4	5	6
2002	73,4%	72,6%	71,4%	69,9%	68,5%	57,9%
2004	66,3%	65,7%	64,7%	64,0%	63,6%	63,2%
2006	69,9%	69,5%	68,9%	68,3%	68,0%	67,6%
2009	68,5%	68,0%	67,3%	66,5%	65,0%	47,9%

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

De esta forma, se puede notar que todas las medidas aquí presentadas están por sobre las cifras generales de PLF del país, donde según datos del Banco Mundial<sup>16</sup> la proporción de mujeres activas en el mercado laboral corresponde a 35,6%, 38,9%, 39,2% y 23,8% en 2002, 2004, 2006 y 2009. Esta diferencia es explicable, dado el hecho de que en esta muestra está sobre representado el grupo etario entre 30 y 54 años, el cual en promedio presentan los niveles más altos de participación laboral entre las mujeres chilenas. Del total de 24.224 observaciones, 17.174 corresponden a ese rango de edades, representando un 70,9% de la muestra. Acorde a lo revisado en el capítulo 3<sup>17</sup>, datos de la Encuesta CASEN muestran que en este grupo, el 56,09% de las mujeres en edad de trabajar se encontraba activa en 2003, el 59,03% en 2006 y el 61,66% en 2009.

El resto de las variables se presentan en el resumen estadístico de la tabla 5.4, mostrando la media y desviación estándar, para toda la muestra. Todos los indicadores que representan un ratio o una dummy, están en términos porcentuales.

Es observable que para los miembros de la muestra, el ratio de incorporación de colegio parte en 62,37% llegando a 71, 75% en 2009, significando un cambio de 9,38 puntos porcentuales. Además, la muestra cuenta con un promedio de aproximadamente 11 años de educación, valor que se mantiene relativamente estático en el tiempo<sup>18</sup>. En promedio, 26,55% de las mujeres en la muestra eran jefas de hogar en 2002, razón que aumentó en 2009 a 36,65%. Es notable que el número de hijos promedio de las mujeres de la muestra es muy bajo, menor a 1 hijo por persona. Cabe destacar que el rango de valores en el que se mueve este indicador está entre 0 y 4 hijos para los menores que 6 años; 0 y 5 hijos para aquellos

<sup>15</sup>Excluyendo los Efectos Fijos.

<sup>16</sup>En el Anexo N° 1 se encuentra un listado con la participación entre 2000 y 2009 para todos los países y regiones disponibles en datos del Banco Mundial.  
Infra, pp.106-109.

<sup>17</sup>Supra, p. 60.

<sup>18</sup>Cabe destacar que las mujeres que dejaron la muestra eran significativamente más educadas que las que se quedaron, para mayor descripción del sesgo de deserción, supra p. 30.

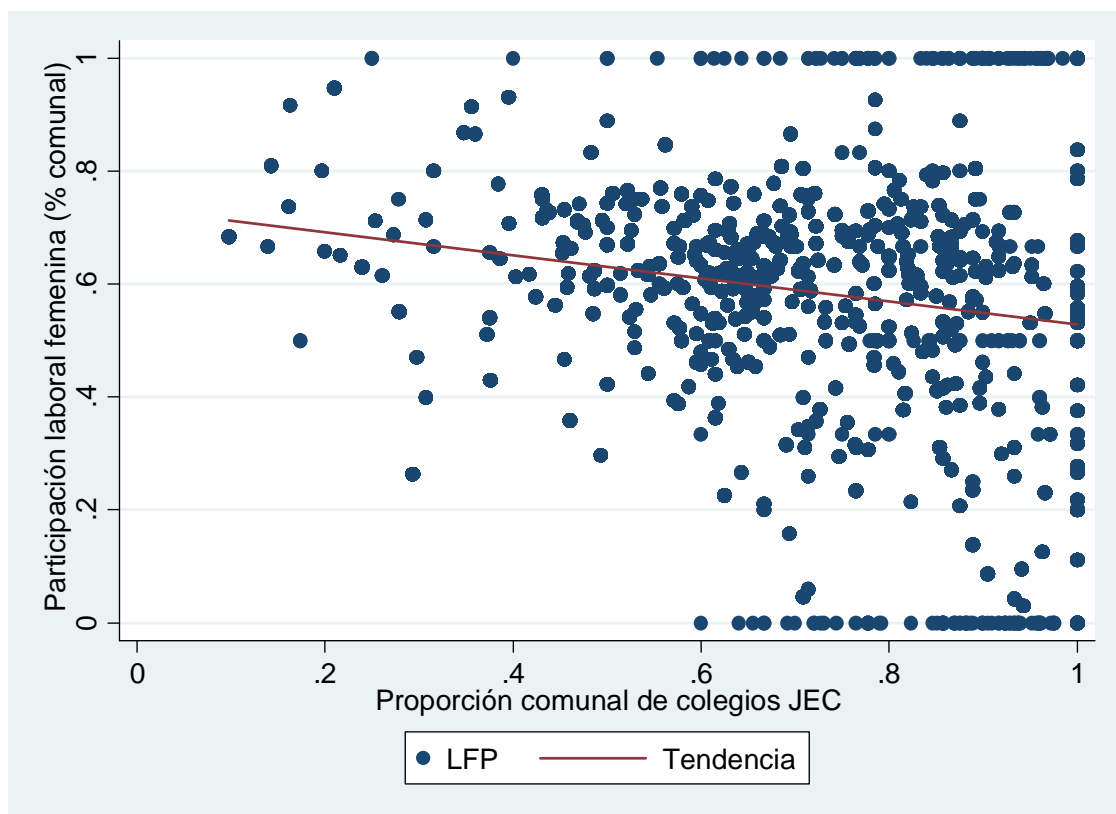
**Tabla 5.4** – Estadísticas descriptiva de la muestra, para 2002, 2004, 2006 y 2009

Variable	2002		2004		2006		2009	
	Media	Desv.	Media	Desv.	Media	Desv.	Media	Desv.
Ratio de colegios en JEC	62,37%	18,68%	65,65%	17,04%	68,05%	16,97%	71,75%	16,75%
Años de educación	10,889	3,789	10,489	3,878	10,535	4,159	10,688	3,776
Es jefe de hogar	26,55%	44,16%	27,81%	44,81%	30,09%	45,87%	36,65%	48,19%
Nº de hijos menores de 6	0,32	0,57	0,22	0,48	0,23	0,48	0,16	0,41
Nº de hijos en básica	0,54	0,75	0,43	0,70	0,47	0,70	0,43	0,67
Nº de hijos en media	0,30	0,56	0,34	0,60	0,36	0,60	0,36	0,59
Otra mujer adulta	51,84%	75,11%	57,10%	77,90%	52,29%	75,31%	49,75%	74,10%
Otra mujer adulta mayor	17,34%	39,23%	11,81%	34,17%	16,14%	38,72%	16,26%	38,72%
Tiene pareja	57,04%	49,51%	57,90%	49,38%	60,88%	48,80%	58,65%	49,25%
Edad	38,35	10,48	39,92	10,83	41,25	10,30	43,05	9,71
Edad <sup>2</sup>	1.580,97	836,25	1.711,22	871,69	1.807,34	852,87	1.947,92	830,67

Fuente: Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

entre 6 y 13 años; y entre 0 y 4 hijos para aquellos entre 14 y 17 años. En torno al 50% de los hogares, contaba con la presencia de otra mujer adulta y el 17% de los hogares tenía una adulta mayor. Además, cerca del 57% de las mujeres tenía pareja el 2002, proporción que aumentó el 2009 a 58,65%. Finalmente, la edad promedio de la muestra es de 38 años en 2002, la que aumenta a 43 años en 2009.

A modo ilustrativo, en la figura 5.1 se muestra la nube de datos que relaciona los ratios comunales de PLF y colegios incorporados a JEC. Es posible notar que estas observaciones no presentan ningún patrón claro a simple vista.

**Figura 5.1** – Comparación entre las tasas de participación laboral por género en Chile, entre 1980 y 2009

Fuente: Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

### 5.1.3. Estrategia de identificación

La Jornada Escolar Completa (JEC) se inició en Chile el año 1997, ampliando en un promedio de 30% la cantidad de horas que niños entre 6 y 18 años pasan en el colegio. Como fue revisado anteriormente<sup>19</sup>, debido a las restricciones asociadas a los incrementos en infraestructura necesarios, para poder acoger a todos los alumnos, la incorporación a este fue llevada a cabo de manera gradual a ritmos distintos en diferentes comunas del país. Así, la estrategia de identificación en este estudio está basada en la gradualidad en la implementación de la JEC.

Dado que este patrón de implementación es exógeno a la decisión de empleo de la mujer, según Hernando (2009) la JEC posee la estructura de un experimento natural, que permite medir si la falta de opciones de cuidado infantil estaba influyendo en la participación de la mujer. Aun así, la exogeneidad de la medida de JEC es discutible. En particular, dado que uno de los criterios mediante el cual el MINEDUC entregó recursos a los establecimientos fue su situación de vulnerabilidad, es probable que el programa beneficie en mayor medida a los niños de mujeres que se encuentran en los grupos más vulnerables.

Para analizar el posible sesgo que generaría esta correlación, Contreras, Sepúlveda y Cabrera (2010) y Kruger y Berthelon (2011) analizan la medida de JEC utilizada en función de un conjunto de variables municipales que representen el criterio de vulnerabilidad utilizado por MINEDUC, específicamente desempleo y pobreza. Ambos estudios encuentran que efectivamente la implementación fue dirigida a las comunas más pobres, por ende, si los resultados obtenidos en las regresiones están sesgados es probable que subestimen el verdadero impacto de la JEC para toda la población.

El poder de identificación de esta variable, se basa también en la variabilidad que presenta en el tiempo, tal que sea posible encontrar algún efecto. En este sentido, la tabla 5.5 muestra los ratios de JEC comunales promedio y su desviación estándar para los individuos que componen la muestra.

**Tabla 5.5** – Descripción del patrón de observaciones a los individuos del panel

Año	Media	Desv.	Variación	
			Directa	Porcentual
2002	62,37 %	18,68 %	-	-
2004	65,65 %	17,04 %	3,27 %	5,25 %
2006	68,05 %	16,97 %	2,41 %	3,66 %
2009	71,75 %	16,75 %	3,70 %	5,43 %
		Total	9,37 %	15,03 %

*Fuente:* Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

Es observable que el ratio de implementación aumentó aproximadamente 3pts por año, representando un incremento total de 9 pts., significando una variación porcentual en torno al 15%. Si bien esta variación no es tan amplia, pues no son empleados datos desde el inicio de la reforma, los resultados obtenidos en las dos secciones posteriores muestran que el poder de identificación de la variable es suficiente para encontrar efectos significativos.

<sup>19</sup>Supra pp.65-79.

## 5.2. Resultados

A continuación son presentados los resultados obtenidos. El modelo base ha sido estimado mediante Probabilidad Lineal<sup>20</sup>, considerando que una persona participa del mercado laboral, cuando se ha mantenido activa al menos 6 meses en el año.

Como fue expuesto anteriormente<sup>21</sup>, al momento de utilizar datos de panel, es necesario definir si serán empleados Efectos Fijos (EF) o Aleatorios (EA), para esto es efectuado el test de Hausman. Este test compara los estimadores obtenidos bajo EF y EA. Si son encontradas diferencias sistemáticas entre ambos, rechazando la hipótesis de igualdad al obtener un  $Chi^2$  alto que represente una probabilidad de que los coeficientes obtenidos en ambos modelos sea menor a 5%, se puede inferir que en los datos existe una correlación entre el error y los regresores ( $Cov(X_{it}, u_{it}) \neq 0$ ) por que sería preferible utilizar el modelo de EF. En el caso de la muestra de este estudio, al realizar esta prueba sobre la estimación base, es obtenido un  $Chi^2(248)=573,37$ , representando un p-valor que es menor al valor crítico lo que permite rechazar la hipótesis de igualdad sistemática de los estimadores, confirmando que es preferible utilizar EF<sup>22</sup>, ya que los EA, bajo estos datos serían inconsistentes.

En la tabla 5.6 son presentadas las estimaciones de la ecuación 5.1, la cual es una regresión múltiple en un panel con efectos fijos a nivel individual, de la comuna y efecto región-año.

**Tabla 5.6** – Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina

PLF(6)	Coef.	Error Estándar*	t obs.	P> t	Intervalo de confianza al 95 %	
Ratio de colegios en JEC	0,354	0,125	2,840	0,005	0,110	0,598
Años de educación	0,003	0,002	1,380	0,167	-0,001	0,008
Es jefe de hogar	0,012	0,009	1,390	0,165	-0,005	0,030
Nºde hijos menores de 6	-0,066	0,010	-6,830	0,000	-0,084	-0,047
Nºde hijos en básica	-0,045	0,008	-6,040	0,000	-0,060	-0,031
Nºde hijos en media	-0,011	0,008	-1,400	0,160	-0,026	0,004
Otra mujer adulta	-0,012	0,007	-1,750	0,080	-0,024	0,001
Otra mujer adulta mayor	-0,015	0,014	-1,060	0,290	-0,042	0,012
Tiene pareja	-0,072	0,012	-5,850	0,000	-0,097	-0,048
Edad	0,053	0,007	8,040	0,000	0,040	0,066
Edad <sup>2</sup>	-0,001	0,000	-7,810	0,000	-0,001	0,000
Nºde individuos	7.617	R <sup>2</sup> overall	0,0108	Desv. a nivel de panel		0,453
Observaciones	24.083	R <sup>2</sup> between	0,0000	% de obs. correctamente predichas		57.9%
Media variable dependiente	0,596	R <sup>2</sup> within	0,1164	% de obs. fuera de rango		5.7%

\*Errores estándares robustos

Fuente: Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

En primer lugar es posible mencionar que el modelo es capaz de predecir correctamente al 57,9% de las estimaciones y, dentro del total de las estimaciones, un 5,7% están fuera de rango relevante<sup>23</sup>. Además el modelo explica un 11,64% de la varianza en las estimaciones

<sup>20</sup>Cfr. Supra, 45.

<sup>21</sup>Supra, 53.

<sup>22</sup>La estimación completa del test de hipótesis está disponible en el Anexo N° 6, pp. 122.

<sup>23</sup>Es decir, son mayor 1 y menor que 0.



para cada individuo. Si bien este  $R^2$  es relativamente bajo, esto es común en regresiones donde la variable dependiente es dicotómica, lo que no debería generar mayor preocupación dado el poder predictivo del modelo.

Con respecto a los coeficientes estimados, todos tienen los signos que eran esperables según la literatura previa. Por otro lado, en relación a su significancia estadística, una buena parte de las variables de interés presentan significancia menor al 10%.

Cabe destacar que la insignificancia de variables como años de educación y condición de jefe de hogar, las cuales en la literatura son consideradas relevantes. Con respecto a que no fue encontrado efecto en la variación de los años de educación se puede deber a la poca variabilidad que presentan en la muestra objeto de estudio, tal y como fue mostrado anteriormente en la tabla 5.4 <sup>24</sup> y no, necesariamente, a una ausencia de impacto. Una explicación posible es que, dado la especificación más estricta del modelo, el efecto encontrado es bajo en comparación al error estándar lo que hace que estadísticamente no sea diferente de cero.

En relación al impacto de la proporción de colegios en JEC en la PLF, ha sido encontrado que un incremento en un 10% en la cobertura de la extensión de jornada tiene un efecto de 5,94%<sup>25</sup> en la probabilidad de que las mujeres entre 18 y 60 participen del mercado laboral, estando activas por al menos seis meses.

Entre los otros resultados, se ha obtenido que tener un hijo adicional menor a 6 años reduce la probabilidad de que la mujer este activa en un 11,07%, además tener un hijo entre 6 y 13 años también impacta negativamente su participación, reduciendo la probabilidad de que participe en 7,55%. No se encuentra efecto alguno para lo hijos mayores de 14, que están actualmente en enseñanza media.

Además la presencia de una pareja y de otra mujer adulta se relacionan negativamente con su participación, pues es observable que ambos casos domina el efecto ingreso, con un impacto en la probabilidad de que la mujer esté activa en el mercado laboral de 12,08% y 2,01%, respectivamente.

Finalmente, tal y como predice la teoría, la edad de la mujer impacta positivamente la probabilidad de participar. Cada año adicional afecta en un 8,89% la probabilidad de estar activa en el mercado laboral con un efecto decreciente asociado de 0,17%.

Como referencia adicional, en los anexos se muestran las estimaciones realizadas mediante el modelo Logit<sup>2627</sup>. Es observable que las significancias obtenidas son muy similares al caso del modelo de Probabilidad Lineal, sin embargo no es posible comparar los coeficientes ya que, al usar efectos fijos, los efectos marginales no son estimables directamente.

---

<sup>24</sup>Infra, p.85.

<sup>25</sup>El cambio en la probabilidad de participar del mercado laboral es obtenido al multiplicar un cambio porcentual de 10% en la JEC por el coeficiente estimado, dividido por la media de la variable dependiente.

<sup>26</sup>Infra p.123.

<sup>27</sup>No es estimado el modelo Probit, ya que el software no permite realizar estimaciones probit con Efectos Fijos individuales.

### 5.3. Análisis de sensibilidad

En esta sección son presentados un conjunto de especificaciones alternativas al modelo base estimado, tal que permitan analizar como se ven afectados los resultados obtenidos en la sección anterior.

Primeramente se busca revisar la robustez del modelo, al comparar diversas definiciones de Participación Laboral Femenina. Así, la tabla 5.7 muestra las estimaciones de la ecuación 5.1 considerando que una persona participa del mercado laboral en según cuantos meses esta activa en el año. La columna (1) considera que participa si ha completado al menos un mes de actividad en el año, dos meses en la columna (2) , tres meses en la columna (3) y así sucesivamente, hasta llegar a la especificación base del modelo, considerando que la mujer participa al estar activa al menos seis meses del año, en la columna (6).

**Tabla 5.7** – Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, para diferentes especificaciones de PLF

Variables	(1) PLF(1)	(2) PLF(2)	(3) PLF(3)	(4) PLF(4)	(5) PLF(5)	(6) PLF(6)
Ratio de colegios JEC	0,268** (0,107)	0,242** (0,108)	0,281** (0,110)	0,285*** (0,110)	0,218* (0,111)	0,354*** (0,125)
Años de educación	0,00634*** (0,00205)	0,00638*** (0,00206)	0,00678*** (0,00211)	0,00681*** (0,00215)	0,00598*** (0,00217)	0,00322 (0,00233)
Es jefe de hogar	0,0286*** (0,00784)	0,0295*** (0,00791)	0,0308*** (0,00802)	0,0311*** (0,00816)	0,0282*** (0,00825)	0,0125 (0,00900)
N°de hijos menores de 6 años	-0,0604*** (0,00876)	-0,0595*** (0,00884)	-0,0591*** (0,00896)	-0,0628*** (0,00900)	-0,0643*** (0,00903)	-0,0655*** (0,00960)
N°de hijos en básica	-0,0411*** (0,00672)	-0,0411*** (0,00680)	-0,0431*** (0,00687)	-0,0445*** (0,00692)	-0,0456*** (0,00696)	-0,0455*** (0,00753)
N°de hijos en media	-0,00130 (0,00656)	-0,00199 (0,00665)	-0,00369 (0,00672)	-0,00395 (0,00682)	-0,00566 (0,00688)	-0,0106 (0,00758)
Presencia de otra mujer adulta	0,00247 (0,00560)	0,00213 (0,00568)	0,00141 (0,00577)	0,000320 (0,00583)	-0,000803 (0,00594)	-0,0115* (0,00658)
presencia de mujer adulta mayor	0,0198* (0,0114)	0,0162 (0,0115)	0,0169 (0,0118)	0,0154 (0,0120)	0,0118 (0,0123)	-0,0145 (0,0138)
Tiene pareja	-0,0732*** (0,0107)	-0,0776*** (0,0108)	-0,0774*** (0,0109)	-0,0772*** (0,0110)	-0,0796*** (0,0112)	-0,0724*** (0,0124)
Edad	0,0374*** (0,00577)	0,0407*** (0,00581)	0,0442*** (0,00586)	0,0477*** (0,00591)	0,0494*** (0,00599)	0,0527*** (0,00656)
Edad <sup>2</sup>	-0,000459*** (5,51e-05)	-0,000483*** (5,58e-05)	-0,000511*** (5,66e-05)	-0,000549*** (5,71e-05)	-0,000563*** (5,79e-05)	-0,000505*** (6,47e-05)
Constante	-0,291 (0,260)	-0,354 (0,258)	-0,404 (0,250)	-0,489** (0,249)	-0,506** (0,251)	-0,874*** (0,276)
Observaciones	24.083	24.083	24.083	24.083	24.083	24.083
R <sup>2</sup>	0,040	0,040	0,042	0,046	0,046	0,116
N°individuos	7.617	7.617	7.617	7.617	7.617	7.617
Media de la variable dependiente	0,694	0,688	0,679	0,671	0,662	0,596
% de obs. correctamente predichas	66.7%	65.8%	64.7%	63.6%	63.1%	57.9%
% de obs. fuera de rango	5.3%	5.4%	5.0%	5.1%	4.5%	5.7%

Errores estándares robustos entre paréntesis

Significancia estadística: \*\*\*al 1%, \*\*al 5%, \*al 10%

Fuente: Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

Es observable, que la proporción de colegios en JEC tiene un impacto significativo para todas las especificaciones, pero la cuantía del efecto difiere al variar la cantidad de meses de actividad de la persona. De esta forma, un aumento de 10% en la proporción comunal de colegios en JEC ha generado un incremento en la probabilidad de que la mujer participe en el mercado laboral en un 3,86%, 3,52%, 4,14%, 4,25%, 3,29% y 5,94%, al considerar 1, 2,

3, 4, 5 y 6 meses de actividad respectivamente.

Con respecto a las otras variables, los años de educación y la condición de jefe de hogar son significantes y con los signos esperados para todas las especificaciones, menos el modelo base. Sin embargo, aún cuando para el modelo base ambas no son significativas, la cuantía del efecto y el error estándar es muy parecida. Las otras variables mantienen similares magnitudes y niveles de significancia.

Al analizar el poder predictivo de los modelos, el primero (1) es el que puede predecir la mayor cantidad de observaciones correctamente y el base (6) el más débil. Finalmente, todos los modelos tienen, aproximadamente, entre 5% y 6% de estimaciones fuera de rango.

A continuación, se busca analizar si los resultados de las estimaciones cambian al subdividir la muestra, examinando distintos grupos etarios y niveles de educación. De esta forma, en la tabla 5.8 se han considerado diversos rangos de edad: de 18 a 24 años en la columna (2), de 25 a 34 en la (3), de 35 a 44 en la (4), 45 a 54 en la (5) y de 55 a 60 en la (6). Además, para fines comparativos la estimación base es mostrada en la columna (1).

**Tabla 5.8** – Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, para diferentes rangos de edad

Variables	(1) Todas	(2) 18-24	(3) 25-34	(4) 35-44	(5) 45-54	(6) 55-60
Ratio de colegios JEC	0,354*** (0,125)	0,917 (0,835)	0,389 (0,299)	0,599** (0,259)	0,679** (0,319)	-0,615 (0,514)
Años de educación	0,00322 (0,00233)	-0,0211 (0,0232)	-0,00337 (0,00650)	0,00578 (0,00512)	0,00931* (0,00478)	-0,0104* (0,00618)
Es jefe de hogar	0,0125 (0,00900)	-0,0527 (0,0784)	0,00736 (0,0209)	0,000115 (0,0172)	0,00176 (0,0201)	0,0333 (0,0329)
Nº de hijos menores de 6 años	-0,0655*** (0,00960)	-0,0405 (0,0490)	-0,0906*** (0,0164)	-0,0571*** (0,0197)	-0,0620 (0,0518)	-0,0206 (0,0764)
Nº de hijos en básica	-0,0455*** (0,00753)	0,0238 (0,0635)	-0,0486*** (0,0169)	-0,0394*** (0,0145)	-0,0471** (0,0222)	0,00387 (0,0616)
Nº de hijos en media	-0,0106 (0,00758)	0,0623 (0,0846)	-0,00340 (0,0282)	0,00766 (0,0130)	-0,0263 (0,0172)	0,0254 (0,0443)
Presencia de otra mujer adulta	-0,0115* (0,00658)	-0,00854 (0,0384)	0,00878 (0,0152)	0,00941 (0,0147)	0,00188 (0,0156)	-0,00981 (0,0273)
Presencia de mujer adulta mayor	-0,0145 (0,0138)	0,0187 (0,0908)	0,00759 (0,0301)	-0,00549 (0,0263)	-0,0397 (0,0372)	0,0485 (0,0587)
Tiene pareja	-0,0724*** (0,0124)	-0,0800 (0,0663)	-0,0740*** (0,0262)	-0,124*** (0,0267)	-0,0322 (0,0288)	-0,0261 (0,0563)
Edad	0,0527*** (0,00656)	0,564** (0,246)	0,0997* (0,0568)	0,0569 (0,0633)	0,0883 (0,0838)	0,434 (0,442)
Edad <sup>2</sup>	-0,000505*** (6,47e-05)	-0,0129** (0,00569)	-0,00150 (0,000919)	-0,000577 (0,000788)	-0,000941 (0,000838)	-0,00392 (0,00386)
Constante	-0,874*** (0,276)	-5,156* (2,757)	-0,0389 (0,934)	-1,299 (1,334)	-1,788 (2,118)	-10,21 (12,63)
Observaciones	24.083	1.539	6.030	7.391	6.371	2.752
R <sup>2</sup>	0,116	0,306	0,159	0,174	0,161	0,182
Nº individuos	7.617	934	2.833	3.442	3.000	1.625
Media de la variable dependiente	0,596	0,577	0,650	0,620	0,573	0,478
% de obs. correctamente predichas	57.9%	51.6%	59.4%	59.9%	55.6%	48.7%
% de obs. fuera de rango	5.7%	29.4%	16.0%	21.6%	19.4%	34.2%

Errores estándares robustos entre paréntesis

Significancia estadística: \*\*\*al 1%, \*\*al 5%, \*al 10%

Fuente: Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

Es posible observar que los efectos de la proporción de colegios en JEC están concentrados en las mujeres que tienen edades de 35 a 44 años y de 45 a 54 años, donde un incremento en la

proporción comunal de colegios en JEC en 10% ha generado un aumento en la probabilidad de que participe en el mercado laboral en 9,66% y 11,85%, respectivamente. Es notable como ambos efectos son poco menos que el doble del impacto encontrado en el caso base (1), el cual era realizado para toda las mujeres. Este resultado tiene sentido, pues son precisamente las mujeres en esos rangos de edad, donde es más probable que tenga hijos en enseñanza básica en los niveles en el cual la reforma era obligatoria, por lo que serían a quienes el programa debería afectar directamente.

La tabla 5.9 muestra los resultados de las estimaciones, al analizar el impacto de la JEC diferenciando la muestra en relación a su nivel de educación. De esta forma, se han considerado tres grupos; en la columna (2) están aquellas mujeres que han completado 8 o menos años de educación, es decir que el máximo nivel alcanzado es la enseñanza básica completa; en la columna (3) quienes máximo nivel de educación alcanzado es la enseñanza media, completando como máximo 12 años de educación. En la columna (4) se consideran aquellas que tienen algún grado de educación superior y la columna (1), nuevamente, muestra el caso base.

**Tabla 5.9** – Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, por diferentes niveles de educación

Variables	(1) Todas	(2) Menor o igual a 8	(3) Menor o igual a 12	(4) Mayor que 12
Ratio de colegios JEC	0,354*** (0,125)	0,441* (0,230)	0,467*** (0,146)	-0,191 (0,273)
Años de educación	0,00322 (0,00233)	0,00285 (0,00503)	0,00396 (0,00310)	-0,00665 (0,00627)
Es jefe de hogar	0,0125 (0,00900)	0,0295* (0,0175)	0,0180* (0,0108)	0,00963 (0,0186)
Nº de hijos menores de 6 años	-0,0655*** (0,00960)	-0,0785*** (0,0224)	-0,0780*** (0,0119)	-0,0581*** (0,0194)
Nº de hijos en básica	-0,0455*** (0,00753)	-0,0407*** (0,0151)	-0,0428*** (0,00894)	-0,0590*** (0,0163)
Nº de hijos en media	-0,0106 (0,00758)	-0,0104 (0,0147)	0,00409 (0,00878)	-0,0659*** (0,0170)
Presencia de otra mujer adulta	-0,0115* (0,00658)	-0,0114 (0,0132)	-0,00340 (0,00797)	-0,0151 (0,0136)
Presencia de mujer adulta mayor	-0,0145 (0,0138)	-0,0153 (0,0332)	-0,0151 (0,0186)	0,0108 (0,0229)
Tiene pareja	-0,0724*** (0,0124)	-0,0829*** (0,0262)	-0,0951*** (0,0148)	0,00888 (0,0257)
Edad	0,0527*** (0,00656)	0,0257* (0,0155)	0,0393*** (0,00772)	0,112*** (0,0181)
Edad <sup>2</sup>	-0,000505*** (6,47e-05)	-0,000337** (0,000135)	-0,000377*** (7,72e-05)	-0,000981*** (0,000143)
Constante	-0,874*** (0,276)	0,715 (0,536)	-0,504* (0,290)	-2,218*** (0,766)
Observaciones	24.083	7.133	17.733	6.350
R <sup>2</sup>	0,116	0,136	0,123	0,173
Nº individuos	7.617	2.714	6.248	2.603
Media de la variable dependiente	0,596	0,475	0,553	0,716
% de obs. correctamente predichas	57.9%	52.4%	54.5%	62.2%
% de obs. fuera de rango	5.7%	13.7%	7.5%	29.7%

Errores estándares robustos entre paréntesis

Significancia estadística: \*\*\*al 1%, \*\*al 5%, \*al 10%

Fuente: Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

Es apreciable que el efecto hallado está concentrado en las mujeres menos educadas, donde un aumento de 10% en la implementación comunal de la JEC genera un efecto en

torno al 8,5% para las estimaciones (2) y (3). Además, no se encuentra ningún efecto para aquellas que han estudiado algún grado de educación superior, lo que tiene que ver con que estas mujeres al tener mayores niveles de ingreso promedio pueden acceder a otras fuentes de cuidado infantil pagadas. Además, todas las otras variables tienen similares significancias y efectos que en el caso base.

Finalmente, se han considerado las mujeres en el rango de edad entre 35 y 54 años, pues es allí donde se concentra el efecto de la JEC y a ellas se les ha agrupado en torno a distintos niveles de educación. Nuevamente se han identificado tres conjuntos de individuos; en la columna (2) están aquellas mujeres que han completado 8 o menos años de educación, es decir que el máximo nivel alcanzado es a enseñanza básica completa; en la columna (3) quienes el mayor nivel de educación alcanzado es la enseñanza media, completando como máximo 12 años de educación. La columna (4) considera las mujeres que tienen algún grado de educación superior y la columna (1), nuevamente, muestra el caso base. Las estimaciones son mostradas en la tabla 5.10

**Tabla 5.10** – Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, por diferentes niveles de educación en mujeres entre 35 y 54 años de edad

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Todas	Menor o igual a 8	Menor o igual a 12	Mayor que 12
Ratio de colegios JEC	0,498*** (0,174)	0,734** (0,287)	0,664*** (0,203)	-0,299 (0,355)
Años de educación	0,00683** (0,00313)	0,00448 (0,00726)	0,00613 (0,00401)	-0,00863 (0,00873)
Es jefe de hogar	0,00431 (0,0120)	0,0393* (0,0231)	0,0168 (0,0143)	-0,0303 (0,0253)
Nº de hijos menores de 6 años	-0,0594*** (0,0166)	-0,0914** (0,0389)	-0,0621*** (0,0215)	-0,0693** (0,0309)
Nº de hijos en básica	-0,0417*** (0,0109)	-0,0469** (0,0219)	-0,0380*** (0,0131)	-0,0504** (0,0233)
Nº de hijos en media	-0,00703 (0,00933)	-0,0122 (0,0181)	0,00180 (0,0109)	-0,0439** (0,0220)
Presencia de otra mujer adulta	-0,00135 (0,00937)	-0,00671 (0,0179)	-0,00198 (0,0110)	-0,0211 (0,0215)
Presencia de mujer adulta mayor	-0,0309 (0,0200)	0,00845 (0,0455)	-0,0263 (0,0258)	-0,0219 (0,0387)
Tiene pareja	-0,0791*** (0,0183)	-0,0869** (0,0362)	-0,0870*** (0,0216)	-0,0145 (0,0407)
Edad	0,0609*** (0,0184)	0,0762** (0,0371)	0,0848*** (0,0219)	-0,0409 (0,0406)
Edad <sup>2</sup>	-0,000670*** (0,000196)	-0,00105*** (0,000385)	-0,000950*** (0,000235)	0,000475 (0,000428)
Constante	-1,399*** (0,505)	-2,107** (1,029)	-1,675*** (0,575)	0,443 (1,084)
Observaciones	13.762	4.520	10.481	3.281
R <sup>2</sup>	0,139	0,165	0,140	0,227
Nº individuos	5.145	1.900	4.191	1,566
Media de la variable dependiente	0,596	0,491	0,551	0,750
% de obs. correctamente predichas	57.7%	56.0%	56.2%	61.6%
% de obs. fuera de rango	5.7%	35.3%	0%	0%

Errores estándares robustos entre paréntesis

Significancia estadística: \*\*\*al 1%, \*\*al 5%, \*al 10%

Fuente: Elaboración propia basado en datos EPS y de MINEDUC.

Es posible observar que el mayor efecto observado en todo este estudio para la variable de interés es para las mujeres de este rango de edad y que como máximo nivel de educación

poseen enseñanza básica (en la segunda columna). Así, un incremento de 10% en la proporción de colegios en JEC genera un aumento en 13,11% en la probabilidad de participar, más del doble que el efecto promedio para la población completa.

Por otro lado, dentro de este grupo etario, en las mujeres que como máximo lograron terminar la enseñanza media el impacto de un aumento de 10% en la incorporación de colegios a JEC, es de un aumento en 11,81% de la probabilidad de participar de la mujer. Cabe mencionar que no se detecta efecto alguno para aquellas que han estudiado más de 12 años.

Del análisis expuesto en esta sección, es posible extraer dos conclusiones. En primer lugar, el modelo es sensible al criterio mediante el cual es definido el concepto de Participación Laboral Femenina, sin embargo la proporción de colegios en JEC parece tener un efecto robusto bajo todas las especificaciones presentadas. En segundo lugar, la mayor magnitud de los efectos fue concentrada en las mujeres entre 35 y 54 años que no han alcanzado niveles superiores de educación. Esto significa que, según estos datos, la JEC impactó la probabilidad de participar en el mercado del trabajo para aquellas mujeres que tiene mayor probabilidad de tener un hijo en enseñanza básica y que pertenecen a los sectores más vulnerables.

Finalmente, la tabla 5.11 presenta un resumen de todos los coeficientes y efectos obtenidos en este estudio.

**Tabla 5.11** – Resumen de los efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina

<b>Especificación</b>	<b>Beta</b>	<b>Media PLF</b>	<b>Efecto* 10%</b>
Estimación Base(PLF6)	0,354	0,596	5,94%
<b>Diferentes criterios de PLF</b>			
PLF1	0,268	0,694	3,86%
PLF2	0,242	0,688	3,52%
PLF3	0,281	0,679	4,14%
PLF4	0,285	0,671	4,25%
PLF5	0,218	0,662	3,29%
<b>Por rangos de edad</b>			
35-44	0,599	0,62	9,66%
45-54	0,679	0,573	11,85%
35-54	0,498	0,577	8,63%
<b>Por años de educación</b>			
menor o igual a 8	0,441	0,524	8,42%
menor o igual a 12	0,467	0,545	8,57%
<b>Por rangos de edad y educación</b>			
menor o igual a 8 y entre 35 y 54	0,734	0,56	13,11%
menor o igual a 12 y entre 35 y 54	0,664	0,562	11,81%

\* Cambio en la probabilidad de participar del mercado laboral, obtenido al multiplicar un cambio porcentual de 10% de JEC por el coef. estimado, dividido por la media de la variable dependiente.

*Fuente:* Elaboración propia, en base a encuesta EPS y datos MINEDUC.

# Tercera Parte

## Conclusiones

# Capítulo 6

## Conclusiones y Recomendaciones

A continuación, son presentadas las principales conclusiones y recomendaciones que se desprenden de los hallazgos del presente estudio. De esta forma, la primera sección presenta las conclusiones obtenidas, contrastándolas con los objetivos e hipótesis que fueron propuestos inicialmente para esta investigación. La segunda sección entrega un conjunto de recomendaciones, tanto para los elaboradores de este tipo de políticas públicas, como para futuras investigaciones en este tema.

### 6.1. Conclusiones

En este trabajo se analizó como la implementación de la Jornada Escolar Completa (JEC), al aumentar las horas que los niños pasan en sus colegios, contribuyó a incrementar la probabilidad de que las mujeres participen del mercado laboral, mediante la reducción realizada en el tiempo las madres deben dedicar al cuidado de sus hijos que cursan la enseñanza básica. De esta manera, se examinó si esta política ha generado efectos adicionales en la sociedad, mas allá del objetivo central por el que fue creada; influir positivamente en los aprendizajes de los alumnos.

En definitiva, se buscaba saber; ¿Cuál es el efecto de extender la jornada escolar en la Participación Laboral Femenina (PLF)? ¿Es dicho efecto significativo? ¿Cómo se comparan los resultados obtenidos con los de la literatura previa? Con este fin, el trabajo fue dividido en tres etapas: las dos primeras se centraron en contextualizar la interrogante planteada, describiendo la PLF y la implementación de la JEC en el periodo de referencia; en la última etapa se realizó un análisis empírico del efecto de la JEC sobre la PLF, para dicho periodo.

De la revisión de tendencias de la Participación Laboral Femenina se desprende que las mujeres se han ido incorporando cada vez más al mercado laboral y el grupo que ostenta los mayores niveles de participación son aquellas entre 30 y 44 años de edad. Es observado como la edad, educación, riqueza y rol en el hogar influyen fuertemente en la actividad económica de la mujer.

En relación a la implementación de la Jornada Escolar Completa, los datos muestran que en el año inicial de su aplicación, un 68,3% del total de colegios correspondientes a la enseñanza básica extendieron su jornada. Esta adhesión fue creciendo lentamente hasta llegar



a un promedio comunal de incorporación de establecimientos de un 79,1%. Al igual que en el caso de la matrícula, este proceso de incorporación ha sido diferenciado geográficamente, debido a la cantidad de recursos requeridos para que colegios de zonas densamente pobladas puedan participar del programa.

Aprovechando la gradualidad y exogeneidad de la variación comunal y temporal de la implementación de la JEC, se buscó identificar un impacto del programa en la participación laboral de las mujeres entre 18 y 60 años. A través del análisis de un panel de datos elaborado a partir de la Encuesta de Protección Social e información del Ministerio de Educación, mediante una estimación con efectos fijos individuales, se obtuvo que un incremento de 10% en la cobertura comunal de la extensión de la jornada escolar básica genera un aumento de 5,94%<sup>1</sup> en la probabilidad de que las mujeres entre 18 y 60 años de edad participen del mercado laboral, estando activas en este por al menos seis meses.

Entre los otros resultados, se ha obtenido que la presencia de un hijo adicional menor de 6 años de edad reduce la probabilidad de que la mujer este activa en un 11,07%, además cada hijo adicional entre 6 y 13 años de edad también impacta negativamente la participación de su madre, reduciendo en 7,55% la probabilidad de que integre el mercado laboral. La presencia de una pareja y de otra mujer adulta impactan negativamente su participación, pues es observable que en ambos casos domina el efecto ingreso, con impactos de 12,08% y 2,01% respectivamente. Finalmente, tal y como predice la teoría, la edad impacta positivamente la probabilidad de participar en el cual 1 año adicional afecta en un 8,89% la probabilidad de estar activa en el mercado laboral. La cual es decreciente en un 0,17%.

Al sensibilizar estas estimaciones, bajo distintas definiciones de PLF es observable como la magnitud del efecto obtenido de la JEC varía, dependiente del criterio mediante el cual una persona es definida como activa en el mercado laboral. En general, fueron encontrados efectos significativos y positivos entre 3% y 6% en la probabilidad de participar del mercado laboral. Cabe mencionar que la proporción de colegios en JEC parece tener un efecto robusto bajo todas las diferentes especificaciones estimadas.

Además, es posible observar que la implementación de la JEC afectan principalmente a las mujeres con edades de 35 a 44 años y de 45 a 54 años de edad, donde un incremento de 10% en la proporción comunal de colegios con jornada extendida, genera un aumento en la probabilidad de que participe del mercado laboral en 9,66% y 11,85%, respectivamente. Este resultado tiene sentido, pues son precisamente en esos rangos de edad donde es mas probable que una mujer tenga hijos en los grados de enseñanza básica donde la reforma era obligatoria, por ende, el programa les debería afectar directamente.

Finalmente, el efecto de mayor magnitud dentro de todas las estimaciones realizadas es encontrado entre mujeres pertenecientes a los sectores más vulnerables y con mayores probabilidades de tener un hijo en los grados en los cuales la implementación de la JEC en enseñanza básica era obligatoria. Así, el aumento observado de la JEC, ha generado que una mujer que como máximo ha completado octavo básico y tiene entre 35 y 54 años de edad,

---

<sup>1</sup>El cambio en la probabilidad de participar del mercado laboral es obtenido al multiplicar un cambio porcentual de 10% en la JEC por el coeficiente estimado, dividido por la media de la variable dependiente.

tenga 13% más probabilidades de ser económicamente activa.

Al comparar los efectos obtenidos con las estimaciones realizadas por otros trabajos, la estimación base tiene niveles mayores al encontrado por Hernando (2009)<sup>2</sup> y Contreras et. al. (2010)<sup>3</sup>, que corresponden a 3,2% y 5%, respectivamente. Sin embargo ambos resultados se encuentran en el rango de las estimaciones obtenidas al sensibilizar por las distintas definiciones de participación laboral. Donde el efecto encontrado es mucho mayor, es el focalizado en el grupo de baja educación y edades entre 35 y 54 años.

En definitiva, los resultados obtenidos parecen indicar que efectivamente al ser aumentado el tiempo que los niños están en el colegio, incrementa las oportunidades de acceso al mercado laboral para sus madres. Además los datos sugieren que estos efectos habían sido subestimados por la literatura previa, al no controlar las variables inobservables asociadas a las preferencias de la mujer.

## 6.2. Recomendaciones

### 6.2.1. Recomendaciones de política

Los resultados obtenidos sugieren que la extensión de la jornada escolar ha tenido, efectivamente, un impacto positivo en la participación femenina. Esto genera un punto a considerar al momento de evaluar los resultados de la Jornada Escolar Completa como política pública. Aun cuando la JEC ha sido criticada en el cumplimiento de sus objetivos centrales, pues es discutido si ha generado los efectos educacionales que pretendía, parece que existe un efecto derrame de este programa en otros aspectos de la sociedad. Además, se desprende de lo aquí descrito que otras políticas que permitan reducir los tiempos que la mujer debe dedicar al cuidado de sus hijos pueden tener efectos positivos en la inmersión laboral de estas.

### 6.2.2. Recomendaciones para futuros estudios

Para futuros estudios se recomienda, en primer lugar, intentar utilizar un tiempo más prolongado en los datos de participación laboral, ya que la mayor variabilidad de la JEC ocurre, precisamente, en los años iniciales de su implementación. Por otro lado, se recomienda tener cautela en base a que criterio se considera que una persona participa o no del mercado laboral, pues las magnitudes de los coeficientes estimados varían cuando cambia la definición de esta variable.

Finalmente, dado que se encontró un efecto de la JEC en la PLF sería interesante generar algún estudio que muestre si dicho impacto ha generado algún cambio en la distribución del ingreso o en la condición de vulnerabilidad de las mujeres que lograron acceder a esta política. También se podría estudiar el efecto de las recientes paralizaciones en los servicios

---

<sup>2</sup>Hernando (2009), op. cit., pp. 20-29

<sup>3</sup>Contreras, et. al. (2010), op. cit., pp. 14-15

de educación, pues, como la extensión de la jornada muestra un impacto positivo en la PLF al reducir el tiempo que las mujeres deben dedicar al cuidado de sus hijos, al paralizarse las actividades en el establecimiento por un tiempo prolongado las necesidades de cuidado infantil deberían aumentar, lo que debería generar un efecto adverso sobre en la participación laboral de las madres.

# Bibliografía

- [1] E. Acosta, M. Peticara, y C. Ramos. Oferta laboral femenina y cuidado infantil. *Revista de Educación*, 320, Agosto 2005.
- [2] Joshua Angrist y Alan B. Krueger. Instrumental variables and the search for identification: From supply and demand to natural experiments. NBER Working Papers 8456, National Bureau of Economic Research, Inc, Septiembre 2001.
- [3] M. Arzola. Impacto de la jornada escolar completa en la evolución del simce. Documento de Trabajo 132, Libertad y Desarrollo, Abril 2011.
- [4] Sergio Avalos. Estudio de los determinantes de la maternidad adolescente, y del impacto de la jornada escolar completa sobre la maternidad adolescente en Chile, entre los años 1990 y 2006. Tesis de grado, Pontificia Universidad Católica de Valparaíso, 2008.
- [5] Michael Baker, Jonathan Gruber, y Kevin Milligan. Universal childcare, maternal labor supply, and family well-being. Working Paper 11832, National Bureau of Economic Research, Diciembre 2005.
- [6] G.S. Becker. A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299):pp. 493–517, Septiembre 1965.
- [7] D. Benjamin, M. Gunderson, T. Lemieux, y W.C. Riddell. *Labour Market Economics: Theory, Evidence and Policy in Canada*. McGraw-Hill Ryerson, Limited, 2007.
- [8] Evelyn Benven y Marcela Peticará. Análisis de los cambios en la participación laboral femenina en Chile. Documento de trabajo, Universidad Alberto Hurtado, Marzo 2007.
- [9] S. Berlinski y S. Galiani. The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment. *Labour Economics*, 14:pp. 665–680, 2007.
- [10] M. Berthelon y D. Kruger. Risky behavior among youth: Incapacitation effects of school on adolescent motherhood and crime in Chile. *Journal of Public Economics*, 95:pp. 41–53, 2011.
- [11] Marianne Bertrand, Esther Duflo, y Sendhil Mullainathan. How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1):pp. 249–275, 2004.

- [12] Andrea Betancor. The impact of accessing childcare centers on chilean mothers' probability of employment. Documento en elaboración, ComunidadMujer, Mayo 2011.
- [13] David Blau y Janet Currie. Pre-school, day care, and after-school care: Who's minding the kids? In *Handbook of the Economics of Education*, volume 2, chapter 20, pages pp. 1163–1278. Elsevier, North Holland, E.E.U.U., 1 edition, 2006.
- [14] M. Browning. Children and household economic behaviour. *Journal of Economic Literature*, 30(3):pp. 1434–1475, 1992.
- [15] P. Cahuc y A. Zylberberg. *Labor economics*. MIT Press, 2004.
- [16] A.C. Cameron y P.K. Trivedi. *Microeconometrics using Stata*. Stata Press, 2010.
- [17] D. Casale. The continued feminisation of the labour force in south africa: An analysis of recent data and trends. *The South African Journal of Economics*, 70:pp. 153–183, 2003.
- [18] E. Cascio. Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into american public schools. *The Journal of Human Resources*, 44(1):pp. 140–170, 2009.
- [19] A. Chevalier y T. Viitanen. The causality between female labour force participation and the availability of childcare. *Applied Economics Letters*, 9:pp. 915–18, 2002.
- [20] D. Contreras, P. Sepulveda, y S. Cabrera. The effects of lengthening the school day on female labor supply: Evidence from a quasi-experiment in chile. Documento de Trabajo 323, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 2010.
- [21] Dante Contreras, David Bravo, y Esteban Puentes. Tasa de participación femenina: 1957-1997. un análisis de cohortes sintéticos. Documento de trabajo, Departamento de Economía, Universidad de Chile, Agosto 2000.
- [22] Dante Contreras y Gonzalo Plaza. Cultural factors in women's labor force participation in chile. *Feminist Economics*, 16(2):pp. 27–46, 2010.
- [23] Guillermo Cruces y Sebastián Galiani. Generalizing the causal effect of fertility on female labor supply. *World Development*, 32(8):pp. 1375–93, 2004.
- [24] Maarten De Neubourg, Chris y Vendrik. An extended rationality model of social norms in labour supply. *Journal of Economic Psychology*, 15:pp. 93–126, 1994.
- [25] Laura. De Pablos. Participación laboral femenina. análisis de los factores determinantes. la importancia de la educación. Technical report, Universidad Complutense de Madrid, 2003.
- [26] D. Del Boca. The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in italy. *Journal of Population Economics*, 15(1):pp. 549–73, 2002.
- [27] R. Easterlin. Population, labor force and long swings in economic growth: the american experience. Technical report, 1958.

- [28] G. Ehrenberg Ronald y S. Smith Robert. *Modern labor economics: Theory and public policy*. Addison-Wesley, 2000.
- [29] Rob Euwals. Female labour supply, flexibility of working hours, and job mobility in the netherlands. *Economic Journal*, 111(471):pp. 120–134, 2001.
- [30] F. Gallego y A. Hernando. School choice in chile: Looking at the demand side. Documento de Trabajo 356, Instituto de Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile, 2009.
- [31] Alvaro García. Evaluación del impacto de la jornada escolar completa. Documento en elaboración, Universidad de Chile, 2006.
- [32] J. Gelbach. Public schooling for young children and labor supply. *American Economic Review*, 92(1):pp. 307–22, 2002.
- [33] Xiaodong Gong y Arthur van Soest. Family structure and female labour supply in mexico city. IZA Discussion Papers 214, Institute for the Study of Labor (IZA), November 2000.
- [34] R. Gronau. The effect of children on housewife's value of time. *The Journal of Political Economy*, 81:pp. 169–199, 1973.
- [35] R. Gronau, D.S. Hamermesh, y National Bureau of Economic Research. *The demand for variety: a household production perspective*. National Bureau of Economic Research, 2001.
- [36] S. Gustafsson y F. Stafford. Child care subsidies and labor supply in sweden. *Journal of Human Resources*, 27(1):pp. 204–30, 1992.
- [37] A. Hernando. Female labor participation and childcare in chile: A natural experiment. Documento de trabajo, Universidad Adolfo Ibáñez, 2009.
- [38] J. Hicks. *Value and capital: An inquiry into some fundamental principles of economic theory*. Oxford University Press, USA, 1946.
- [39] Juan E. García Huidobro y Carlos Concha. Jornada escolar completa: la experiencia chilena. Documento en elaboración, Pontificia Universidad Católica de Chile, 2009.
- [40] O. Larrañaga. Fertilidad en chile 1960-2003. Documento de trabajo, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 2006.
- [41] P. Lefebvre y P. Merrigan. Child-care policy and the labor supply of mothers with young children: A natural experiment from canada. *Journal of Labor Economics*, 26(3):pp. 519–548, 2008.
- [42] C. Lehmann. Mujer, trabajo y familia: realidad, percepciones y desafíos. análisis sobre la base de la encuesta cep de diciembre de 2002. Technical report, Centro de Estudios Públicos, 2003.
- [43] Michael Lokshin. Household childcare choices and women's work behavior in russia. *Journal of Human Resources*, 39(4):pp. 1094–115, 2004.

- [44] Michael Lokshin y Monica. Fong. Child care and women's labor force participation in romania. Documento de Trabajo 2400, The World Bank, Policy Research, 1999.
- [45] Michael M. Lokshin, Elena Glinskaya, y Marito Garcia. The effect of early childhood development programs on women's labor force participation and older children's schooling in kenya. Documento de Trabajo 2376, The World Bank, Policy Research, 1999.
- [46] N.G. Mankiw. *Macroeconomía*. Antoni Bosch Editor, 2004.
- [47] Angel. Martinez. Determinantes de la participación laboral femenina en venezuela: Aplicación de un modelo probit para el año 2005. *Revista Venezolana de Estudios de la Mujer*, 15(35):pp. 17–44, Diciembre 2010.
- [48] C. Martinez y J. Encina. Efecto de una mayor cobertura de salas cuna en la participación laboral femenina: Evidencia de chile. Documento de Trabajo 303, Departamento de Economía, Universidad de Chile, 2009.
- [49] R. Miller y C. Hollist. Attrition bias. In Neil Salkind, editor, *Encyclopedia of Measurement and Statistics*, volume 1, pages pp. 57–60. Thousand Oaks: Sage Reference, 2007.
- [50] A. Mizala, P. Romaguera, y P. Henríquez. Female labor supply in chile. Documento de Trabajo 58, Centro de Economía Aplicada, Universidad de Chile, 1999.
- [51] C. Méndez. Los determinantes de la participación laboral femenina. chile: 1996, 2001 y 2006. Master's thesis, Universidad de Chile, Agosto 2010.
- [52] E. Muchnick, I. Vial, y B. Strüver, A.; Harbat. Oferta de trabajo femenino en santiago. *Cuadernos de Economía*, 85:pp. 463–489, 1991.
- [53] International Labour Office. *Global Employment Trends January 2010*. International Labour Office, 2010.
- [54] Ricardo Paredes y María González. Factores demográficos y la oferta de trabajo en chile. Documento de Trabajo 181, Universidad de Chile, 2002.
- [55] J. Pencavel. Labor supply of men: a survey. *Handbook of labor economics*, 1:pp. 3–102, 1986.
- [56] Marcela Peticara. Women employment transitions and fertility. Documento de Investigación 172, ILADES/Georgewon University, Universidad Alberto Hurtado, 2006.
- [57] Robert S. Pindyck y D.L. Rubinfeld. *Econometric models and economic forecasts*:. Irwin/McGraw-Hill, 1998.
- [58] Lisa M Powell. Joint labor supply and childcare choice decisions of married mothers. *Journal of Human Resources*, 37(1):pp. 106–28, 2002.
- [59] Masaru Sasaki. The causal effect of family structure on labor force participation among japanese married women. *Journal of Human Resources*, 37(2):pp. 429–440, 2002.

- [60] J.P. Valenzuela. *Partial Evaluation of a Big Reform in the Chilean Educational System: From a Half Day to a Full Day Schooling*. PhD thesis, University of Michigan, 2005.
- [61] G.V. Van der Stoep. *Identifying motherhood and its effect on female labour force participation in South Africa: an analysis of survey data*. PhD thesis, University of KwaZulu-Natal, Durban, 2008.
- [62] Maarten Vendrik. Dynamics of a household norm in female labour supply. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27:pp. 93–126, 2003.
- [63] Robert J Willis. A new approach to the economic theory of fertility behavior. *Journal of Political Economy*, 81(2):pp. 14–64, 1973.
- [64] J. Wooldridge. *Introducción a la econometría: un enfoque moderno*. Cengage Learning Latin America, 2009.
- [65] J.M. Wooldridge. *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press, 2002.



# Anexos

# 1. Participación Laboral Femenina en el Mundo, entre 2000 y 2009.

País	Año									
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>Mundo</b>	51.70 %	51.64 %	51.58 %	51.51 %	51.44 %	51.55 %	51.65 %	51.69 %	51.82 %	51.73 %
<b>Ingreso alto</b>	51.03 %	51.05 %	51.16 %	51.35 %	51.39 %	51.78 %	51.99 %	52.13 %	52.42 %	52.16 %
<b>Ingreso medio alto</b>	60.13 %	59.97 %	59.89 %	59.64 %	59.48 %	59.41 %	59.38 %	59.31 %	59.32 %	59.25 %
<b>Ingreso medio bajo</b>	50.32 %	50.17 %	50.02 %	49.84 %	49.68 %	49.70 %	49.76 %	49.74 %	49.81 %	49.68 %
<b>Bajo ingreso</b>	38.16 %	38.09 %	37.92 %	37.89 %	37.81 %	38.01 %	38.26 %	38.40 %	38.63 %	38.54 %
<b>Latino América &amp; Caribe</b>	64.20 %	64.51 %	64.73 %	64.92 %	65.09 %	65.26 %	65.36 %	65.46 %	65.61 %	66.03 %
<b>Norte América</b>	46.81 %	46.97 %	47.91 %	48.26 %	49.26 %	49.92 %	50.76 %	50.91 %	51.54 %	51.64 %
<b>Sur de Asia</b>	59.41 %	59.27 %	59.11 %	59.12 %	58.77 %	58.84 %	58.96 %	58.93 %	59.23 %	58.84 %
<b>Sub-Saharan Africa</b>	33.89 %	33.80 %	33.70 %	33.69 %	33.67 %	34.01 %	34.40 %	34.59 %	34.87 %	34.73 %
<b>Mundo Árabe</b>	59.16 %	59.46 %	59.73 %	59.91 %	60.04 %	60.22 %	60.27 %	60.36 %	60.52 %	60.98 %
<b>Este del Asia y Pacífico</b>	25.12 %	24.91 %	25.04 %	25.35 %	25.60 %	25.67 %	25.89 %	26.11 %	26.29 %	26.37 %
<b>Europa y Asia central</b>	64.84 %	64.69 %	64.28 %	63.94 %	63.54 %	63.35 %	63.09 %	62.96 %	62.84 %	62.72 %
<b>Unión Europea</b>	48.70 %	48.79 %	49.02 %	49.15 %	49.20 %	49.56 %	49.91 %	50.19 %	50.53 %	50.40 %
<b>Medio Oriente y Norte de África</b>	47.75 %	47.68 %	47.78 %	48.14 %	48.37 %	48.90 %	49.28 %	49.52 %	49.91 %	49.73 %
<b>OECD</b>	25.02 %	24.94 %	25.13 %	25.53 %	25.82 %	25.98 %	26.18 %	26.41 %	26.58 %	26.76 %
<b>OECD</b>	49.36 %	49.31 %	49.47 %	49.55 %	49.70 %	50.01 %	50.26 %	50.44 %	50.82 %	50.48 %
Iraq	12.60 %	12.80 %	13.00 %	13.20 %	13.40 %	13.40 %	13.40 %	13.40 %	13.30 %	13.80 %
West Bank and Gaza	10.50 %	10.40 %	10.40 %	11.80 %	13.40 %	13.90 %	14.40 %	15.10 %	16.00 %	16.50 %
Yemen, Rep.	17.20 %	17.40 %	17.70 %	18.00 %	18.30 %	18.50 %	18.90 %	19.20 %	19.50 %	19.90 %
Syrian Arab Republic	20.30 %	19.70 %	19.30 %	19.20 %	19.50 %	20.00 %	20.30 %	20.70 %	21.00 %	21.10 %
Saudi Arabia	17.60 %	18.30 %	19.10 %	19.20 %	19.50 %	19.80 %	20.20 %	20.50 %	20.80 %	21.20 %
Pakistan	16.10 %	16.00 %	16.10 %	17.00 %	17.90 %	19.40 %	20.90 %	21.10 %	21.20 %	21.70 %
Lebanon	20.00 %	20.10 %	20.40 %	20.70 %	20.80 %	21.20 %	21.60 %	22.00 %	21.80 %	22.30 %
Egypt, Arab Rep.	23.80 %	23.60 %	23.40 %	23.20 %	23.00 %	22.80 %	22.80 %	22.80 %	22.80 %	22.40 %
Jordan	21.60 %	21.70 %	21.70 %	21.90 %	21.90 %	22.10 %	22.20 %	22.80 %	23.40 %	23.30 %
Turkey	26.60 %	27.10 %	27.90 %	26.60 %	25.50 %	24.90 %	24.40 %	24.30 %	25.10 %	24.00 %
Solomon Islands	24.00 %	24.50 %	24.80 %	24.60 %	24.30 %	24.20 %	24.10 %	23.80 %	23.60 %	24.20 %
Libya	22.70 %	23.10 %	23.50 %	24.20 %	24.40 %	24.30 %	24.30 %	24.10 %	23.80 %	24.70 %
Oman	23.40 %	23.50 %	24.00 %	24.40 %	24.60 %	24.70 %	24.80 %	24.80 %	24.80 %	25.40 %
Tunisia	23.80 %	24.00 %	24.20 %	24.40 %	24.60 %	24.80 %	25.10 %	25.30 %	25.50 %	25.60 %
Morocco	27.50 %	24.30 %	24.00 %	25.90 %	26.80 %	26.20 %	26.20 %	26.50 %	26.50 %	26.20 %
Sudan	28.90 %	29.10 %	29.30 %	29.50 %	29.80 %	30.10 %	30.30 %	30.50 %	30.90 %	30.80 %
Malta	29.80 %	29.50 %	31.00 %	30.40 %	28.60 %	30.50 %	30.90 %	32.70 %	33.70 %	31.60 %
Iran, Islamic Rep.	28.50 %	29.00 %	29.40 %	29.90 %	30.30 %	30.80 %	30.90 %	31.10 %	31.20 %	31.90 %
Bahrain	33.80 %	34.50 %	34.30 %	33.80 %	33.50 %	33.00 %	32.70 %	32.30 %	32.20 %	32.40 %
India	33.00 %	32.80 %	32.60 %	32.40 %	32.20 %	32.40 %	32.60 %	32.80 %	33.10 %	32.80 %
Afghanistan	31.30 %	31.30 %	31.40 %	31.60 %	31.80 %	32.00 %	32.30 %	32.60 %	33.00 %	33.10 %
Sri Lanka	36.50 %	36.30 %	36.10 %	36.00 %	35.70 %	34.80 %	36.90 %	35.30 %	34.60 %	34.20 %
Puerto Rico	34.90 %	35.70 %	36.60 %	37.20 %	36.70 %	38.00 %	38.60 %	37.60 %	36.70 %	35.60 %
Algeria	31.30 %	32.30 %	33.10 %	33.50 %	34.10 %	34.70 %	35.50 %	36.10 %	36.60 %	37.20 %
Mali	35.90 %	35.80 %	36.10 %	36.20 %	36.50 %	36.70 %	36.80 %	37.00 %	37.00 %	37.60 %
Samoa	40.80 %	40.40 %	40.00 %	39.60 %	39.10 %	38.70 %	38.40 %	38.10 %	38.00 %	37.90 %
Italy	35.30 %	35.80 %	36.40 %	36.90 %	37.90 %	37.70 %	37.80 %	37.70 %	38.30 %	38.40 %
Suriname	34.10 %	34.50 %	34.90 %	35.30 %	35.90 %	36.20 %	36.70 %	37.20 %	38.00 %	38.50 %
Fiji	39.10 %	39.10 %	39.10 %	39.10 %	39.10 %	39.10 %	39.00 %	39.00 %	38.90 %	38.70 %
Niger	38.10 %	39.40 %	39.40 %	39.30 %	39.30 %	38.90 %	38.50 %	38.10 %	37.50 %	38.90 %
Nigeria	38.30 %	38.50 %	38.80 %	38.70 %	38.60 %	38.70 %	38.70 %	38.80 %	38.90 %	39.20 %
Equatorial Guinea	33.80 %	34.40 %	35.10 %	35.80 %	36.50 %	37.10 %	37.60 %	38.00 %	38.40 %	39.70 %
Honduras	44.40 %	43.00 %	42.30 %	41.60 %	40.90 %	40.50 %	40.20 %	41.00 %	41.60 %	40.10 %
Colombia	36.20 %	36.90 %	37.70 %	38.30 %	38.80 %	39.30 %	39.50 %	39.80 %	40.50 %	40.70 %
Mauritius	40.60 %	40.90 %	40.40 %	40.00 %	39.60 %	41.20 %	41.50 %	40.80 %	42.00 %	40.80 %
Cuba	38.10 %	38.20 %	38.40 %	38.50 %	38.60 %	39.10 %	39.60 %	41.30 %	42.00 %	40.90 %
<b>Chile</b>	<b>35.70 %</b>	<b>35.50 %</b>	<b>35.60 %</b>	<b>36.60 %</b>	<b>38.90 %</b>	<b>38.40 %</b>	<b>39.20 %</b>	<b>41.40 %</b>	<b>43.80 %</b>	<b>41.80 %</b>

Continúa en la siguiente pagina

## Participación Laboral Femenina en el Mundo, entre 2000 y 2009.

País	year									
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
United Arab Emirates	34.20%	35.10%	36.20%	37.30%	38.30%	39.30%	40.20%	41.00%	41.80%	41.90%
Hungary	41.10%	40.90%	41.10%	42.10%	42.00%	42.90%	43.20%	42.90%	42.70%	42.50%
Greece	40.80%	39.90%	40.50%	41.20%	42.50%	42.50%	43.00%	43.00%	43.00%	42.90%
Macedonia, FYR	40.80%	41.90%	41.70%	42.40%	40.10%	42.00%	41.80%	42.80%	42.70%	42.90%
Mexico	38.80%	38.10%	38.90%	38.50%	40.70%	41.00%	42.10%	42.70%	43.40%	43.20%
New Caledonia	45.70%	45.30%	45.00%	44.80%	44.70%	44.60%	44.50%	44.50%	44.40%	44.10%
Malaysia	44.30%	44.30%	44.20%	44.20%	44.20%	44.20%	44.10%	44.10%	44.10%	44.40%
Sao Tome and Principe	41.50%	42.00%	42.10%	42.40%	42.70%	43.10%	43.40%	43.80%	44.20%	44.50%
Guyana	44.40%	44.80%	45.00%	45.00%	45.40%	45.30%	45.20%	45.10%	45.70%	44.70%
Costa Rica	36.80%	42.20%	41.90%	41.70%	40.30%	43.00%	44.00%	45.00%	45.30%	45.10%
Kuwait	44.30%	44.90%	45.60%	46.30%	45.90%	45.20%	44.90%	44.90%	44.30%	45.40%
Romania	58.30%	57.00%	51.10%	49.10%	48.70%	47.00%	47.90%	47.50%	46.90%	45.40%
El Salvador	45.10%	44.90%	44.60%	45.80%	44.20%	44.90%	45.70%	46.40%	47.00%	45.90%
Poland	49.60%	50.00%	48.80%	48.20%	47.40%	47.80%	46.70%	46.40%	46.80%	46.20%
Croatia	45.10%	44.80%	44.70%	44.70%	46.10%	46.40%	46.40%	45.90%	46.10%	46.30%
Moldova	55.50%	54.80%	54.10%	51.60%	49.30%	47.00%	46.90%	46.90%	46.80%	46.50%
Belgium	43.50%	41.70%	42.40%	42.80%	44.10%	45.70%	45.80%	46.60%	46.90%	46.70%
South Africa	44.30%	44.90%	45.40%	45.90%	45.90%	45.90%	46.00%	46.10%	47.20%	47.00%
Ecuador	41.10%	42.20%	42.90%	43.70%	44.00%	44.60%	45.40%	46.30%	46.80%	47.10%
Nicaragua	38.00%	39.00%	40.10%	41.20%	42.30%	43.40%	44.60%	45.40%	46.20%	47.10%
Belize	39.60%	40.60%	41.60%	42.70%	43.70%	44.80%	45.40%	45.80%	46.30%	47.40%
Japan	49.20%	49.20%	48.60%	48.50%	48.30%	48.40%	48.40%	48.60%	48.60%	47.90%
French Polynesia	47.90%	47.70%	47.40%	47.20%	47.10%	47.10%	47.20%	47.40%	47.70%	48.00%
Luxembourg	41.20%	41.00%	42.30%	42.70%	44.60%	45.80%	47.10%	47.10%	46.90%	48.00%
Guatemala	41.80%	42.00%	42.20%	42.30%	42.50%	44.90%	47.30%	47.80%	48.10%	48.10%
Bulgaria	47.70%	46.80%	46.40%	45.00%	45.90%	44.90%	47.20%	48.60%	49.40%	48.20%
Panama	45.20%	45.80%	46.40%	47.00%	47.20%	48.00%	46.70%	47.60%	49.40%	48.40%
Virgin Islands (U.S.)	46.10%	46.20%	46.60%	47.00%	47.50%	47.90%	48.40%	48.60%	48.80%	48.50%
Czech Republic	51.50%	51.10%	50.80%	50.90%	50.50%	50.60%	50.50%	49.80%	49.40%	48.80%
Spain	40.50%	39.40%	41.30%	42.80%	44.30%	45.60%	47.10%	47.90%	49.30%	49.10%
Philippines	48.60%	51.40%	51.20%	50.50%	49.60%	49.40%	48.50%	48.30%	48.70%	49.20%
Albania	50.20%	50.10%	50.00%	49.80%	49.70%	49.50%	49.30%	49.10%	48.90%	49.30%
Qatar	36.90%	38.50%	40.20%	42.80%	43.60%	45.90%	47.10%	48.00%	48.20%	49.90%
Korea, Rep.	48.90%	49.30%	49.60%	48.80%	49.80%	50.00%	50.20%	50.20%	49.90%	50.10%
Lithuania	54.80%	53.30%	52.40%	55.30%	51.90%	51.10%	50.80%	51.00%	51.30%	50.20%
Dominican Republic	47.40%	47.60%	48.00%	48.10%	48.30%	48.90%	49.60%	50.20%	50.70%	50.50%
France	48.30%	48.00%	48.30%	49.70%	49.70%	50.20%	50.30%	50.70%	50.90%	50.50%
Cote d'Ivoire	49.20%	49.40%	49.60%	49.70%	49.80%	49.90%	50.10%	50.30%	50.50%	50.80%
St. Lucia	45.40%	45.50%	46.30%	47.00%	48.00%	48.90%	49.50%	50.00%	50.40%	51.00%
Slovak Republic	52.30%	52.90%	52.40%	52.60%	52.50%	51.30%	50.70%	50.50%	51.00%	51.20%
Guam	53.00%	52.80%	52.60%	52.40%	52.20%	52.10%	52.00%	51.90%	51.80%	51.60%
Venezuela, RB	45.20%	46.10%	47.10%	48.00%	48.80%	49.70%	50.60%	50.10%	50.80%	51.70%
Namibia	48.50%	49.00%	49.30%	49.70%	49.80%	50.30%	50.70%	51.20%	51.90%	51.80%
Israel	49.30%	49.40%	49.50%	50.20%	50.50%	50.90%	51.30%	52.10%	53.70%	51.90%
Indonesia	50.60%	50.20%	49.80%	50.10%	50.30%	50.60%	51.10%	51.50%	52.00%	52.00%
Ukraine	51.80%	51.40%	51.70%	51.60%	51.70%	51.70%	51.70%	51.70%	51.80%	52.00%
Hong Kong SAR, China	49.50%	50.30%	51.70%	51.50%	51.70%	51.80%	52.00%	52.60%	52.50%	52.20%
Argentina	45.60%	46.50%	47.40%	48.40%	49.40%	50.30%	51.30%	51.10%	51.10%	52.40%
Slovenia	51.40%	51.00%	51.80%	50.30%	52.80%	52.80%	53.20%	53.40%	53.50%	52.80%
Germany	49.10%	49.40%	49.60%	50.00%	49.80%	51.40%	52.00%	52.50%	52.90%	53.10%
Swaziland	48.40%	49.00%	49.40%	49.80%	50.20%	50.80%	51.40%	52.00%	52.80%	53.10%
Austria	48.90%	48.80%	50.20%	50.20%	50.00%	51.20%	52.10%	52.80%	53.40%	53.20%
Bhutan	36.90%	38.70%	41.00%	43.40%	45.70%	47.70%	49.20%	50.30%	51.20%	53.40%
Cameroon	51.20%	51.50%	51.70%	51.90%	52.10%	52.40%	52.60%	52.80%	53.00%	53.50%
Cape Verde	45.50%	46.40%	47.20%	48.00%	49.20%	50.10%	50.80%	51.70%	52.60%	53.50%
Singapore	52.30%	52.50%	52.70%	53.00%	53.20%	53.50%	53.70%	53.40%	54.20%	53.70%
Uruguay	49.40%	50.00%	50.50%	50.90%	51.40%	51.80%	52.30%	53.60%	53.10%	53.80%
Cyprus	48.80%	51.30%	51.90%	53.10%	53.10%	52.40%	53.30%	54.20%	54.50%	54.30%
Latvia	48.70%	50.10%	51.20%	50.80%	50.60%	50.80%	52.30%	53.70%	55.50%	54.30%
Ireland	47.20%	47.60%	48.80%	49.30%	49.60%	52.00%	53.00%	54.00%	53.80%	54.40%
Tonga	47.20%	48.90%	50.70%	52.60%	53.00%	53.30%	53.40%	53.50%	53.40%	54.60%

Continúa en la siguiente pagina

## Participación Laboral Femenina en el Mundo, entre 2000 y 2009.

País	year									
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Belarus	53.10%	53.20%	53.30%	53.40%	53.60%	53.70%	54.00%	54.20%	54.50%	54.80%
Estonia	51.70%	51.80%	50.50%	51.70%	52.30%	53.10%	54.70%	54.20%	55.20%	54.80%
Kyrgyz Republic	56.20%	55.70%	55.20%	54.20%	53.40%	53.80%	54.30%	55.20%	56.00%	54.80%
Bosnia and Herzegovina	56.10%	55.90%	55.70%	55.50%	55.30%	55.10%	55.00%	54.90%	54.80%	54.90%
Georgia	54.70%	57.70%	55.30%	56.90%	55.80%	55.40%	55.40%	55.30%	55.40%	55.10%
Korea, Dem. Rep.	53.80%	53.90%	54.00%	54.10%	54.30%	54.40%	54.50%	54.60%	54.70%	55.10%
Trinidad and Tobago	47.30%	47.80%	48.40%	50.40%	52.30%	54.20%	54.40%	53.30%	54.00%	55.10%
United Kingdom	53.50%	53.40%	54.00%	53.90%	54.30%	54.70%	55.10%	54.90%	55.20%	55.30%
St. Vincent	50.50%	51.00%	51.70%	52.40%	53.20%	53.70%	54.60%	55.40%	55.60%	56.00%
Jamaica	59.40%	58.50%	57.80%	56.80%	56.50%	56.70%	56.80%	56.90%	56.90%	56.10%
Portugal	52.80%	53.50%	54.10%	54.80%	54.40%	55.50%	55.80%	56.30%	56.20%	56.20%
Congo, Dem. Rep.	55.50%	55.80%	55.80%	55.80%	55.70%	55.70%	55.90%	56.00%	56.20%	56.50%
Somalia	58.40%	58.20%	58.00%	57.70%	57.40%	57.10%	56.90%	56.70%	56.50%	56.50%
Finland	58.30%	58.60%	58.80%	58.30%	57.80%	56.70%	57.10%	57.50%	57.50%	57.00%
Paraguay	51.30%	52.00%	52.80%	53.30%	53.90%	54.60%	55.30%	55.90%	55.90%	57.00%
Tajikistan	45.20%	47.20%	48.90%	50.60%	52.30%	53.10%	53.90%	54.80%	55.60%	57.00%
Maldives	37.50%	40.00%	42.60%	45.20%	47.90%	50.60%	53.20%	54.70%	56.10%	57.10%
Haiti	56.40%	56.60%	56.90%	57.20%	57.00%	57.30%	57.70%	58.10%	58.20%	57.50%
Russian Federation	53.90%	54.40%	54.90%	55.00%	55.00%	55.50%	56.30%	57.00%	57.10%	57.50%
Peru	54.40%	55.30%	55.80%	56.40%	56.90%	57.20%	57.40%	57.40%	57.40%	58.20%
Australia	54.60%	55.00%	55.20%	55.90%	55.70%	57.00%	57.50%	58.00%	58.40%	58.40%
United States	59.50%	59.30%	59.00%	58.90%	58.50%	58.60%	58.70%	58.60%	58.90%	58.40%
Uzbekistan	53.50%	54.00%	54.40%	54.80%	55.60%	56.20%	56.80%	57.40%	58.00%	58.40%
Bangladesh	54.70%	55.40%	55.90%	56.40%	56.80%	57.20%	57.60%	57.90%	58.30%	58.70%
Timor-Leste	56.00%	56.40%	57.00%	57.70%	58.30%	58.60%	58.80%	58.90%	58.80%	58.90%
Mauritania	55.60%	56.00%	56.60%	56.90%	57.30%	57.60%	57.70%	58.10%	58.50%	59.00%
Azerbaijan	57.20%	57.80%	58.30%	58.70%	59.00%	59.40%	59.70%	60.10%	60.60%	59.50%
Netherlands	53.20%	54.20%	54.90%	55.60%	56.10%	56.60%	57.20%	58.40%	59.20%	59.50%
Zambia	62.10%	61.80%	61.50%	61.20%	60.80%	60.50%	60.30%	60.00%	59.90%	59.50%
Armenia	57.20%	57.50%	57.90%	58.20%	58.40%	58.60%	58.70%	58.90%	59.00%	59.60%
Guinea-Bissau	59.80%	59.70%	59.80%	59.90%	59.80%	59.60%	59.50%	59.50%	59.50%	59.60%
Brunei Darussalam	55.20%	56.10%	56.60%	57.10%	57.70%	58.30%	58.90%	59.50%	59.90%	59.70%
Zimbabwe	64.00%	63.50%	62.90%	62.20%	61.90%	61.60%	61.20%	60.70%	59.90%	60.00%
Brazil	54.70%	54.70%	56.20%	56.60%	57.60%	58.50%	59.50%	59.10%	59.90%	60.10%
Denmark	60.10%	60.30%	60.40%	59.70%	60.40%	60.50%	61.10%	60.70%	61.00%	60.30%
Sweden	58.20%	59.20%	59.40%	59.60%	59.30%	60.10%	60.10%	60.70%	60.80%	60.60%
Switzerland	57.70%	58.80%	59.20%	59.40%	59.10%	59.30%	59.70%	59.90%	61.20%	60.60%
Djibouti	56.60%	57.20%	57.80%	58.30%	58.90%	59.40%	60.00%	60.60%	61.10%	61.50%
New Zealand	56.90%	57.80%	58.50%	58.70%	59.20%	60.30%	60.90%	61.30%	61.70%	61.80%
Bolivia	59.90%	60.30%	60.70%	61.10%	61.30%	61.10%	61.30%	62.00%	62.10%	62.10%
Turkmenistan	57.60%	59.00%	59.80%	60.40%	60.80%	61.00%	61.00%	61.00%	61.00%	62.40%
Eritrea	55.20%	55.90%	56.80%	57.80%	58.60%	59.20%	59.70%	60.00%	60.20%	62.50%
Canada	58.60%	59.00%	60.10%	61.10%	61.20%	61.00%	61.30%	61.90%	62.10%	62.70%
Chad	64.60%	64.30%	64.20%	63.80%	62.70%	62.60%	62.80%	63.00%	63.20%	62.70%
Congo, Rep.	61.10%	61.20%	61.40%	61.70%	61.90%	62.00%	62.10%	62.40%	62.50%	62.90%
Norway	61.40%	61.70%	62.80%	61.70%	61.80%	61.30%	61.60%	62.90%	64.20%	63.00%
Myanmar	67.20%	66.70%	66.10%	65.50%	64.90%	64.40%	64.10%	63.80%	63.90%	63.10%
Nepal	59.90%	60.70%	60.80%	61.00%	61.30%	61.70%	62.10%	62.60%	63.20%	63.30%
Macao SAR, China	55.20%	57.10%	56.50%	54.70%	56.40%	58.40%	60.30%	63.80%	65.40%	63.60%
Togo	60.00%	60.50%	60.80%	61.20%	61.50%	62.00%	62.30%	62.80%	63.20%	63.60%
Senegal	62.80%	63.00%	63.30%	63.50%	63.60%	63.80%	64.00%	64.20%	64.50%	64.80%
Sierra Leone	67.80%	67.40%	66.70%	66.50%	66.40%	66.20%	66.00%	65.80%	65.70%	65.40%
Thailand	66.10%	65.90%	65.90%	65.90%	65.80%	66.20%	65.20%	65.80%	65.90%	65.50%
Kazakhstan	64.70%	64.90%	65.20%	64.70%	64.00%	64.50%	65.00%	65.60%	66.20%	65.70%
Barbados	64.10%	64.30%	64.30%	64.50%	65.10%	65.40%	65.60%	65.80%	65.90%	65.80%
Liberia	66.00%	66.00%	66.10%	66.10%	66.20%	66.30%	66.40%	66.50%	66.60%	66.60%
Benin	63.90%	64.70%	65.40%	65.70%	66.00%	66.30%	66.50%	66.60%	66.70%	67.40%
China	70.90%	70.50%	70.00%	69.50%	68.90%	68.50%	68.10%	67.80%	67.50%	67.40%
Mongolia	66.80%	66.90%	66.90%	66.90%	67.00%	67.10%	67.10%	67.00%	67.20%	67.80%
Vietnam	69.50%	70.40%	69.80%	69.50%	68.70%	68.50%	68.30%	68.20%	68.20%	68.00%
Bahamas, The	66.80%	66.90%	67.30%	67.40%	67.60%	68.00%	68.30%	68.40%	68.30%	68.30%

Continúa en la siguiente pagina

Participación Laboral Femenina en el Mundo, entre 2000 y 2009.

País	year									
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
Gabon	64.60%	65.10%	65.70%	66.20%	66.80%	67.40%	68.00%	68.40%	69.00%	70.00%
Gambia, The	70.80%	70.70%	70.90%	70.80%	70.70%	70.70%	70.60%	70.60%	70.60%	70.60%
Lesotho	68.90%	69.20%	69.50%	69.60%	69.80%	70.00%	70.10%	70.20%	70.30%	70.80%
Central African Republic	70.40%	70.50%	70.60%	70.90%	71.00%	71.00%	71.10%	71.20%	71.40%	71.60%
Papua New Guinea	71.30%	71.50%	71.70%	71.70%	71.70%	71.60%	71.60%	71.40%	71.20%	71.60%
Iceland	75.60%	74.30%	73.80%	74.50%	72.80%	72.70%	73.10%	73.60%	73.10%	71.70%
Botswana	69.20%	69.60%	69.90%	70.20%	70.50%	70.90%	71.20%	71.50%	72.00%	72.30%
Cambodia	75.40%	75.30%	75.30%	75.40%	75.40%	74.70%	74.10%	73.60%	73.30%	73.60%
Comoros	70.10%	70.60%	71.00%	71.40%	71.90%	72.20%	72.50%	72.80%	73.10%	73.70%
Ghana	72.60%	72.80%	72.90%	73.10%	73.20%	73.40%	73.50%	73.60%	73.70%	73.80%
Angola	75.20%	75.30%	75.10%	75.20%	75.10%	74.80%	74.60%	74.40%	74.30%	74.50%
Malawi	75.80%	76.00%	76.00%	75.90%	75.70%	75.60%	75.40%	75.30%	75.10%	75.00%
Kenya	75.20%	75.30%	75.50%	75.70%	75.70%	75.80%	75.80%	75.80%	75.80%	76.40%
Lao PDR	79.50%	79.30%	79.10%	78.90%	78.70%	78.50%	78.20%	78.00%	77.80%	77.70%
Burkina Faso	77.50%	77.60%	77.80%	77.90%	78.00%	78.00%	78.00%	77.90%	77.70%	78.20%
Uganda	79.00%	78.90%	78.80%	78.70%	78.70%	78.60%	78.50%	78.50%	78.40%	78.30%
Guinea	78.90%	78.90%	78.90%	78.90%	79.00%	79.00%	79.00%	79.10%	79.00%	79.20%
Vanuatu	79.00%	79.20%	79.60%	79.60%	79.50%	79.40%	79.20%	79.10%	79.00%	79.30%
Ethiopia	72.80%	74.00%	75.20%	76.30%	77.40%	78.40%	78.30%	78.30%	78.30%	80.70%
Madagascar	84.00%	83.90%	84.30%	84.10%	84.10%	84.10%	84.10%	84.10%	84.10%	84.20%
Mozambique	86.00%	85.80%	85.70%	85.60%	85.40%	85.30%	85.10%	85.00%	84.90%	84.80%
Tanzania	87.00%	87.00%	86.90%	86.80%	86.70%	86.60%	86.50%	86.40%	86.30%	86.30%
Rwanda	85.60%	85.60%	85.50%	85.50%	85.60%	85.70%	85.80%	86.10%	86.30%	86.70%
Burundi	90.50%	90.50%	90.50%	90.50%	90.60%	90.70%	90.70%	90.80%	91.00%	91.00%

Fuente: Elaboración propia en base a datos del Banco Mundial.

## 2. Prueba por Attrition Bias

A continuación se presenta una estimación logística, que tiene como variable dependiente si la mujer permanece en el panel, para medir la presencia de Sesgo de Deserción.

stayers	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
lfp1	0.6086025	0.9843874	0.62	0.536	-1.320761	2.537966
lfp2	-0.3867269	1.20352	-0.32	0.748	-2.745584	1.97213
lfp3	0.0389582	1.006638	0.04	0.969	-1.934017	2.011933
lfp4	0.8956566	1.247898	0.72	0.473	-1.550179	3.341492
lfp5	-1.164352	1.061039	-1.1	0.272	-3.24395	0.9152457
lfp6	0.0487462	0.2871	0.17	0.865	-0.5139594	0.6114519
Años de educación	-0.0785103	0.0235877	-3.33	0.001	-0.1247413	-0.0322792
Es jefe de hogar	-0.7346301	0.1880046	-3.91	0	-1.103112	-0.3661479
N°de hijos menores de 6	0.0610535	0.1552387	0.39	0.694	-0.2432088	0.3653158
N°de hijos en básica	0.2099273	0.1250346	1.68	0.093	-0.0351359	0.4549906
N°de hijos en media	0.3201327	0.1572156	2.04	0.042	0.0119957	0.6282697
Otra mujer adulta	-0.3103444	0.1012931	-3.06	0.002	-0.5088752	-0.1118136
Otra mujer adulta mayor	0.114152	0.2185196	0.52	0.601	-0.3141385	0.5424426
Tiene pareja	-0.3141835	0.1890566	-1.66	0.097	-0.6847277	0.0563607
Edad	0.0946643	0.0585828	1.62	0.106	-0.0201558	0.2094845
Edad <sup>2</sup>	-0.0009027	0.0007408	-1.22	0.223	-0.0023547	0.0005492
C. Año	0.5614161	0.046217	12.15	0	0.4708324	0.6519999
Constante	-1118.517	92.52239	-12.09	0	-1299.858	-937.1769
/lnsig2u	2.853218	0.0498262			2.755561	2.950876
sigma_u	4.164554	0.1037518			3.966089	4.37295
rho	0.840556	0.0066778			0.8270286	0.8532132

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Encuesta EPS y MINEDUC

### 3. Razones de inactividad por quintil de ingreso entre 2000 y 2009.

Quintil de Ingreso	Año																			
	2000					2003					2006					2009				
	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V	I	II	III	IV	V
Quehaceres del hogar	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	36.58%	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	47.14%	52.90%	52.90%	52.84%	48.63%
No tiene con quien dejar a los niños	52.53%	56.62%	59.85%	58.67%	52.53%	56.62%	59.85%	58.67%	52.53%	56.62%	52.53%	56.62%	59.85%	58.67%	52.53%	16.25%	14.22%	12.99%	10.89%	8.72%
Estudiante	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	36.58%	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	0.61%	0.79%	1.25%	1.84%	4.24%
Enfermedad crónica o invalidez	26.57%	26.26%	27.49%	25.50%	26.57%	26.26%	27.49%	25.50%	26.57%	26.26%	26.57%	26.26%	27.49%	25.50%	26.57%	9.40%	7.72%	7.54%	6.55%	5.64%
Trabajador esporádico	47.03%	49.63%	51.61%	51.71%	47.03%	49.63%	51.61%	51.71%	47.03%	49.63%	47.03%	49.63%	51.61%	51.71%	47.03%	1.29%	1.17%	1.47%	1.23%	1.54%
Trabajador desincentivado	39.14%	42.27%	43.58%	43.33%	39.14%	42.27%	43.58%	43.33%	39.14%	42.27%	39.14%	42.27%	43.58%	43.33%	39.14%	3.81%	3.40%	3.39%	4.14%	3.18%
Rentista	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	36.58%	33.00%	36.58%	35.99%	35.08%	33.00%	0.05%	0.13%	0.11%	0.17%	0.39%
Jubilado	39.14%	42.27%	43.58%	43.33%	39.14%	42.27%	43.58%	43.33%	39.14%	42.27%	39.14%	42.27%	43.58%	43.33%	39.14%	5.08%	5.25%	5.43%	6.33%	8.14%
No interesado	47.03%	49.63%	51.61%	51.71%	47.03%	49.63%	51.61%	51.71%	47.03%	49.63%	47.03%	49.63%	51.61%	51.71%	47.03%	3.88%	4.17%	5.18%	6.87%	9.49%
Otro	26.57%	26.26%	27.49%	25.50%	26.57%	26.26%	27.49%	25.50%	26.57%	26.26%	26.57%	26.26%	27.49%	25.50%	26.57%	12.47%	10.25%	9.75%	9.15%	10.02%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Encuesta Casen, MIDEPLAN













Evolución de la matrícula de enseñanza básica en JEC por comuna.

comuna	year													Total
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
San Jose de Maipo	91.31	91.45	84.10	86.92	86.87	86.34	87.05	82.65	78.09	75.34	80.50	80.76	80.94	84.02
Colina	77.37	77.58	77.85	76.22	74.83	70.61	67.48	66.76	65.95	63.73	63.11	61.98	62.54	69.69
Lampa	86.61	86.29	84.81	85.32	84.52	85.93	85.70	86.11	86.62	88.25	88.86	91.18	91.42	87.05
Tiltil	69.11	69.39	69.46	67.03	67.49	66.21	66.24	71.02	72.03	71.38	71.80	69.18	68.90	69.17
San Bernardo	61.48	64.74	61.32	61.21	60.29	59.86	62.30	64.25	64.76	65.39	63.96	63.97	65.59	63.01
Buín	85.08	84.05	83.30	80.57	81.25	79.07	80.65	80.59	78.55	78.06	77.58	77.72	76.58	80.24
Caleta de Tango	96.49	100.00	94.70	94.33	98.54	85.12	67.64	64.16	61.16	58.53	57.05	56.48	61.54	76.60
Paine	68.29	68.01	68.58	68.79	71.48	72.82	73.12	74.86	76.55	76.54	78.71	79.42	80.09	73.64
Melipilla	65.20	64.82	65.75	64.71	63.88	64.22	64.95	68.64	68.52	73.15	68.22	68.64	69.44	66.93
Alhue	97.88	84.15	86.24	87.40	87.85	88.94	90.21	90.04	90.61	90.04	92.04	92.41	92.71	90.04
Curacavi	90.27	90.87	90.28	90.18	89.82	90.86	90.54	90.68	90.59	90.10	89.74	89.74	97.10	90.83
Maria Pinto	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
San Pedro	94.50	95.75	96.09	96.65	98.34	99.35	98.23	98.76	98.67	99.47	99.37	100.00	100.00	98.09
Talagante	74.84	76.00	76.43	74.77	74.10	72.68	72.79	76.31	76.26	76.24	74.51	74.03	75.72	74.97
El Monte	73.50	73.78	73.61	74.49	74.77	75.32	90.00	90.85	91.34	90.56	91.63	89.38	88.17	82.88
Isla de Maipo	92.59	92.72	93.07	93.23	94.31	94.76	95.24	98.89	97.21	97.14	95.78	94.68	99.22	95.30
Peñaflor	39.06	42.00	45.45	48.47	51.04	49.82	49.91	47.87	48.92	50.41	51.83	54.00	55.69	48.81
Valdivia	76.82	77.08	78.58	79.92	83.39	85.19	87.03	87.54			87.37	87.02	86.66	83.33
Corral	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	94.89	93.98	95.18	96.44	100.00	100.00	100.00	100.00	98.50
Lanco	98.08	98.18	98.25	97.65	97.90	97.76	98.60	98.71	98.52	98.69	98.89	98.40	97.63	98.25
Los Lagos	76.11	77.98	78.99	80.13	81.69	82.24	83.99	84.58	88.24	99.31	99.49	99.30	99.78	87.07
Mafil	73.36	74.13	74.57	73.24	75.78	75.75	75.73	76.89	81.88	83.55	84.49	87.43	87.04	78.76
Mariquina	98.51	98.00	98.22	98.92	99.13	98.50	98.26	97.93	98.15	99.08	100.00	100.00	100.00	98.82
Paillaco	92.16	93.51	92.96	94.00	95.03	95.16	97.00	97.04	97.33	98.31	98.68	99.06	99.80	96.16
Panguipulli	83.93	83.46	84.31	84.66	84.78	84.85	85.36	86.47	96.50	96.20	96.73	98.53	99.19	89.61
La Unión	96.20	96.10	96.88	96.74	96.05	95.58	94.85	94.26	94.68	97.22	97.12	96.67	96.52	96.07
Futrono	96.17	96.17	96.60	97.29	97.42	97.45	97.62	98.20	98.31	99.62	100.00	100.00	100.00	98.07
Lago Ranco	94.82	94.68	94.97	94.91	94.69	95.78	96.45	96.37	96.78	95.91	96.32	96.60	100.00	96.02
Río Bueno	88.33	97.22	97.72	98.04	97.99	98.68	99.09	99.54	99.88	100.00	100.00	100.00	100.00	98.19
Arica	78.59	79.17	78.65	77.95	77.41	77.78	77.50	77.43	78.99	79.46	79.94	80.15	80.22	78.71
Camarones	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Putre	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	97.95	96.28	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	99.56
General Lagos	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Total	80.40	80.44	80.87	81.07	81.23	81.33	82.64	82.91	83.64	84.14	84.53	84.70	85.33	82.56

Fuente: Elaboración propia en base a datos administrativos de MINEDUC

## 5. Evolución de la proporción de colegios básicos en JEC por comuna.

comuna	year													Total
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
Iquique	42.86	39.62	48.28	47.46	48.33	51.47	56.34	56.16	57.89	58.97	62.34	64.10	65.06	53.76
Camina	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Colchane	71.43	83.33	83.33	83.33	83.33	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	92.67
Huara	76.92	76.92	76.92	83.33	83.33	83.33	83.33	76.92	76.92	83.33	83.33	83.33	83.33	80.87
Pica	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	75.00	75.00	75.00	100.00	75.00	75.00	90.38
Pozo Almonte	85.71	75.00	85.71	75.00	75.00	75.00	66.67	66.67	66.67	66.67	70.00	70.00	70.00	72.93
Antofagasta	58.62	58.33	58.33	58.06	58.46	60.00	61.19	60.87	61.11	60.81	62.50	63.01	63.89	60.40
Mejillones	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	80.00	80.00	80.00	95.38
Sierra Gorda	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00
Taltal	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	80.00	80.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	87.31
Calama	81.82	77.78	78.38	76.32	76.32	78.38	78.38	78.38	78.38	78.38	80.56	80.56	81.08	78.82
Ollague	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

Continúa en la siguiente página











## Evolucion de la proporción de colegios básicos en JEC por comuna.

comuna	year													Total
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	
Rio Ibanez	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Punta Arenas	71.05	72.97	71.05	72.97	72.97	75.68	77.78	77.78	80.00	80.56	81.08	83.78	86.11	77.21
Laguna Blanca	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Rio Verde							100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
San Gregorio	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	100.00	100.00	100.00	61.54
Cabo de Hornos	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Antartica	50.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	3.85
Porvenir	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Primavera	50.00	50.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	92.31
Timaukel	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00					0.00	0.00	0.00
Natales	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00
Torres del Paine	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Santiago	36.17	34.65	36.08	43.02	44.05	44.44	47.13	45.45	47.13	48.28	47.78	49.44	50.56	44.17
Cerrillos	52.63	52.38	52.38	57.89	57.89	60.00	60.00	65.00	65.00	65.00	68.18	68.18	68.18	60.98
Cerro Navia	61.54	61.54	61.54	63.16	63.16	64.86	63.89	64.86	64.86	63.16	63.16	64.10	63.16	63.31
Conchali	78.38	72.50	67.44	72.50	73.68	73.17	75.00	76.92	76.92	79.49	81.58	82.05	82.05	76.28
El Bosque	69.57	70.83	70.00	70.00	70.59	71.70	74.00	70.37	73.08	76.47	78.00	79.59	82.00	73.55
Estacion Central						64.71	62.86	62.86	66.67	67.65	70.59	75.00	75.00	68.17
Huechuraba	84.62	78.57	78.57	75.00	80.00	73.33	73.33	73.33	70.59	75.00	75.00	66.67	66.67	74.67
Independencia	50.00	48.65	47.22	48.57	51.52	52.94	51.43	52.94	52.94	52.94	54.55	56.25	54.55	51.88
La Cisterna	34.78	35.42	36.17	40.48	39.02	37.21	42.86	43.90	46.34	45.24	42.86	46.51	45.45	41.25
La Florida	45.13	40.31	40.58	44.44	46.15	45.80	52.21	54.68	56.39	59.12	59.70	61.94	62.22	51.44
La Granja	88.00	88.46	88.89	89.66	89.66	87.10	87.10	86.67	86.67	86.67	86.67	86.67	86.67	87.60
La Pintana	75.00	69.77	69.77	68.18	69.57	71.11	73.91	70.59	72.00	78.00	78.43	81.13	83.02	73.88
La Reina	26.32	26.83	26.83	26.83	27.50	29.73	30.00	30.77	32.43	31.58	31.58	31.58	31.58	29.50
Las Condes	15.71	14.10	15.19	15.71	15.94	20.00	18.03	16.13	19.67	19.67	18.18	18.75	20.97	17.54
Lo Barnechea	23.53	26.32	27.78	27.78	27.78	27.78	28.00	30.77	32.00	36.00	36.00	37.50	38.46	30.75
Lo Espejo	76.00	63.33	73.08	82.61	82.61	82.61	82.61	83.33	83.33	83.33	84.00	84.00	84.62	80.42
Lo Prado	68.18	63.64	63.64	69.57	69.57	66.67	69.57	69.57	69.57	70.83	68.00	68.00	70.83	68.28
Macul	45.95	45.95	47.22	47.22	48.57	51.43	57.14	60.61	64.52	71.43	72.41	78.57	78.57	59.20
Maipu	47.46	42.86	43.59	48.10	45.24	45.45	44.79	49.52	50.00	50.00	51.46	52.78	54.39	48.13
Nunoa	32.26	31.34	32.81	37.50	38.60	38.60	38.33	42.37	42.11	43.10	43.86	43.10	43.64	39.05
Pedro Aguirre Cerda	45.45	45.45	46.88	46.88	45.45	45.45	45.16	46.88	46.88	46.88	48.39	50.00	48.48	46.79
Penalolen	68.75	59.46	57.50	64.86	65.85	62.79	64.44	63.04	63.83	65.96	65.31	62.75	63.46	63.69
Providencia	8.00	6.78	7.27	6.12	6.52	9.76	13.64	13.95	14.63	14.29	17.50	16.67	16.28	11.65
Pudahuel	56.16	51.22	49.37	54.17	55.41	46.15	48.72	47.50	50.00	47.73	50.00	50.00	50.00	50.49
Quilicura	58.33	58.33	61.54	53.33	56.25	50.00	59.09	61.54	67.86	67.74	73.33	74.19	75.00	62.81
Quinta Normal	58.97	58.97	56.10	57.50	58.97	61.54	62.16	63.16	64.86	68.57	67.57	67.57	68.42	62.64
Recoleta	46.00	45.28	46.94	47.92	48.94	52.17	54.76	52.17	54.55	55.81	58.54	58.54	60.00	52.43
Renca	72.73	70.59	73.53	75.76	73.53	75.76	75.76	72.22	72.22	72.22	75.00	77.78	80.00	74.39
San Joaquin	50.00	46.67	44.83	50.00	53.85	57.69	55.56	57.14	55.56	61.54	64.00	66.67	66.67	56.17
San Miguel	27.91	24.44	25.53	27.27	27.27	27.91	28.26	35.56	36.17	34.78	37.78	38.64	39.53	31.62
San RAMoN	53.85	53.57	53.57	57.69	57.69	59.26	59.26	57.69	59.26	61.54	61.54	61.54	64.00	58.50
Vitacura	16.67	18.18	16.67	13.64	14.29	17.39	17.39	26.09	27.27	27.27	27.27	27.27	25.00	21.11
Puente Alto	60.81	59.04	58.14	59.34	60.42	61.46	65.77	67.26	66.38	68.10	68.70	69.57	68.64	64.12
Pirque	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00	75.00
San Jose de Maipo	80.00	57.14	57.14	72.73	72.73	80.00	81.82	75.00	75.00	77.78	81.82	76.92	76.92	74.23
Colina	72.22	75.00	75.00	72.73	64.00	53.33	53.13	53.13	55.88	57.14	57.14	56.41	53.66	61.44
Lampa	91.67	80.00	75.00	85.71	80.00	85.71	82.35	82.35	82.35	85.00	86.36	92.31	89.29	84.47
Tiltil	72.73	72.73	72.73	72.73	72.73	80.00	80.00	80.00	80.00	80.00	80.00	80.00	80.00	77.20
San Bernardo	58.33	53.85	54.84	59.65	57.63	58.06	60.61	60.61	62.32	64.79	64.38	64.38	65.79	60.40
Buin	52.38	52.38	52.38	50.00	55.00	52.38	57.89	57.89	55.00	57.14	59.09	60.00	60.00	55.50
Caleta de Tango	80.00	80.00	80.00	80.00	80.00	66.67	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	50.00	55.56	63.25
Paine	50.00	47.37	47.37	50.00	55.56	55.56	60.00	60.00	60.00	63.64	66.67	66.67	64.00	57.45
Melipilla	55.81	53.85	54.90	57.45	57.45	58.70	63.27	67.35	66.00	64.58	66.00	68.00	69.39	61.75
Alhue	80.00	66.67	71.43	83.33	83.33	80.00	83.33	83.33	80.00	75.00	80.00	80.00	80.00	78.96
Curacavi	80.00	80.00	72.73	72.73	75.00	76.92	78.57	78.57	85.71	84.62	80.00	81.25	87.50	79.51
Maria Pinto	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
San Pedro	75.00	70.59	73.33	73.33	84.62	91.67	84.62	84.62	85.71	92.31	92.31	100.00	100.00	85.24
Talagante	68.18	57.69	57.69	65.22	65.22	62.50	57.69	62.96	64.29	65.38	65.52	65.52	65.52	63.34
El Monte	80.00	80.00	80.00	80.00	80.00	80.00	81.82	81.82	90.00	90.00	90.00	90.00	90.00	84.13

Continúa en la siguiente página

Evolucion de la proporción de colegios básicos en JEC por comuna.														
comuna	year													
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	Total
Isla de Maipo	75.00	85.71	85.71	85.71	85.71	87.50	87.50	87.50	87.50	87.50	88.89	80.00	90.00	85.71
Penaflor	40.00	42.42	42.42	45.71	48.65	48.65	51.35	48.65	53.66	55.56	57.45	61.22	62.75	50.65
Valdivia	62.30	65.57	68.25	69.84	71.88	72.06	73.13	75.36			82.61	84.29	85.71	73.73
Corral	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	92.86	92.86	92.86	92.86	100.00	100.00	100.00	100.00	97.80
Lanco	86.96	86.96	86.96	83.33	83.33	84.00	87.50	88.00	88.00	95.65	95.65	91.30	91.67	88.41
Los Lagos	74.42	75.56	75.56	76.09	76.09	77.08	84.44	84.78	90.70	97.56	97.56	97.56	97.56	85.00
Mafil	75.00	75.00	75.00	75.00	78.57	76.92	76.92	78.57	80.00	80.00	80.00	92.31	92.31	79.66
Mariquina	92.11	92.31	92.68	93.02	93.02	93.33	93.62	94.00	94.00	96.08	100.00	100.00	100.00	94.94
Paillaco	53.33	56.67	56.67	59.38	61.76	61.76	75.86	75.86	75.86	81.48	84.62	88.89	96.15	71.41
Panguipulli	85.07	85.07	85.29	85.51	86.76	86.96	88.41	89.71	92.65	92.65	92.65	94.03	98.46	89.48
La Union	94.55	94.64	94.74	93.10	93.22	93.33	93.33	93.33	93.44	96.61	96.67	96.61	96.67	94.63
Futroneo	86.96	86.96	88.00	88.00	85.71	86.21	86.21	86.21	89.66	96.30	100.00	100.00	100.00	90.78
Lago Ranco	88.89	88.89	88.89	88.46	88.89	88.89	88.89	88.46	92.31	92.31	92.31	92.31	100.00	90.73
Rio Bueno	86.67	88.33	88.33	88.52	88.52	91.67	93.33	95.00	98.21	100.00	100.00	100.00	100.00	93.74
Arica	78.00	78.43	78.43	78.43	78.43	78.85	79.63	80.00	81.03	81.36	81.36	82.26	80.00	79.71
Camarones	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Putre	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	87.50	85.71	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	97.94
General Lagos	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
Total	74.88	74.46	75.65	76.31	76.88	77.48	78.87	79.57	80.68	82.38	83.62	84.25	85.10	79.25

Fuente: Elaboración propia en base a datos administrativos de MINEDUC

## 6. Test de Hausman

Coefficientes y diferencias de estimaciones para el Test de Hausman.

	Coeficientes			sqrt(diag(V <sub>b</sub> -V <sub>B</sub> )) S.E.
	(b) Efeto Fijo	(B) Efecto Aleatorio	(b-B) Diferencia	
Colegios en JEC	0.3606121	0.3494878	0.0111243	0.0351738
Años de educación	0.003214	0.019195	-0.0159811	0.0020498
Es jefe de hogar	0.0182411	0.0799871	-0.061746	0.0053551
N°de hijos menores de 6	-0.0650427	-0.072668	0.0076252	0.0059235
N°de hijos en básica	-0.0449713	-0.0505534	0.0055821	0.0055209
N°de hijos en media	-0.0109264	-0.0154422	0.0045158	0.0048499
Otra mujer adulta	-0.0107744	-0.0010423	-0.009732	0.0046081
Otra mujer adulta mayor	-0.008709	0.0060841	-0.0147931	0.0096996
Tiene pareja	-0.0611037	-0.1026252	0.0415214	0.0064162
Edad	0.0538589	0.0374686	0.0163903	0.0057492
Edad <sup>2</sup>	-0.0005179	-0.0004986	-0.0000193	0.0000491

Fuente: Elaboración propia, en base a encuesta EPS.

El test comprueba la hipótesis  $H_0: B=b$ , es decir, las diferencias en los coeficientes no son sistemáticas. Se tiene que:

- $b$  es consistente bajo  $H_0$  y  $H_1$ .
- $B$  es inconsistente bajo  $H_1$  y eficiente bajo  $H_0$ .

Se observa que  $chi^2(248) = (b - B)'[(V_b - V_B)^{-1}](b - B) = 573,37$

Dado que la probabilidad de que ambos estimadores sean iguales es de 0.0000, se rechaza la hipótesis nula, por lo que es preferible utilizar Efectos Fijos.

## 7. Estimación base, Logit

Efectos de la JEC, en la Participación Laboral Femenina, a través del modelo Logit.

PLF(6)	Coef.	Error Estándar*	T obs.	P> t	Intervalo de confianza al 95%	
Colegios en JEC	2.982083	.8249494	3.61	0.000	1.365212	4.598954
Años de educación	.0228856	.0161501	1.42	0.156	-.0087679	.0545391
Es jefe de hogar	.0935794	.0670823	1.39	0.163	-.0378995	.2250583
N°de hijos menores de 6	-.4292906	.061203	-7.01	0.000	-.5492463	-.3093349
N°de hijos en básica	-.3151016	.0515767	-6.11	0.000	-.41619	-.2140132
N°de hijos en media	-.0679263	.0508116	-1.34	0.181	-.1675153	.0316626
Otra mujer adulta	-.0818482	.0455739	-1.80	0.073	-.1711715	.0074751
Otra mujer adulta mayor	-.0545179	.0943101	-0.58	0.563	-.2393623	.1303266
Tiene pareja	-.5028341	.0814405	-6.17	0.000	-.6624546	-.3432136
Edad	.3858178	.0466846	8.26	0.000	.2943178	.4773179
Edad <sup>2</sup>	-.0037024	.0004128	-8.97	0.000	-.0045115	-.0028933

*Fuente:* Elaboración propia, en base a encuesta EPS y datos MINEDUC.